



FACULTAD DE MEDICINA

**Departamento de Medicina Preventiva,
Salud Pública y Microbiología**

**FACTORES DE RIESGO DE MALESTAR
PSICOLÓGICO EN POBLACIÓN ADOLESCENTE,
VALORADO MEDIANTE EL GENERAL HEALTH
QUESTIONNAIRE (GHQ-12)**

TESIS DOCTORAL

ALICIA PADRÓN MONEDERO

Madrid, 2012



FACULTAD DE MEDICINA

**Departamento de Medicina Preventiva,
Salud Pública y Microbiología**

**Factores de riesgo de malestar psicológico en
población adolescente, valorado mediante el
General Health Questionnaire (GHQ-12).**

Tesis doctoral

Alicia Padrón Monedero

Directores

Dr. Iñaki Galán Labaca

Dr. Fernando Rodríguez Artalejo

Madrid, 2012



D. Iñaki Galán Labaca, Profesor Asociado de Medicina Preventiva y Salud Pública de la Universidad Autónoma de Madrid, y D. Fernando Rodríguez Artalejo, Catedrático de Medicina Preventiva y Salud Pública de la Universidad Autónoma de Madrid,

INFORMAN: que Dña. Alicia Padrón Monedero ha realizado bajo su dirección el trabajo titulado "Factores de riesgo de malestar psicológico en población adolescente, valorado mediante el general health questionnaire (GHQ-12)". Se trata de un trabajo original, rigurosamente realizado, y es apto para ser defendido públicamente con el fin de obtener el grado de doctor.

Para que así conste y surta los efectos oportunos, se firma este documento en Madrid, a 26 de noviembre de 2012

*“Buscad el claro rayo de la verdad,
buscad las rutas ignoradas y nuevas.
Cuando la mirada del hombre se dirija a lo lejos,
no le faltarán las divinas sorpresas.
Cada era tiene sus propios sueños,
y abandona los del ayer.
Venid, tomad la antorcha del saber,
haced una obra nueva con el trabajo de los siglos,
y construid el palacio del porvenir”.*

Asnyk.

A Fran, Cristina, Alex y Javi por existir

A Iñaki y Fernando sin los que esta tesis no existiría

AGRADECIMIENTOS

A Iñaki Galán Labaca por su generosidad al dedicarle a esta tesis todo ese tiempo que no tenía. Por haberme dejado participar de todo su conocimiento e inteligencia y tener esa increíble capacidad para transmitir de forma sencilla los temas más complicados. Si Sócrates hacía filosofar en los mercados puedo imaginarme lo que haría Iñaki hablando de regresiones logísticas en uno. Por su optimismo, disponibilidad y paciencia conmigo. Por ser una de esas pocas personas que saben sacar lo mejor de los demás y que merece la pena haber conocido en la vida.

A Fernando Rodríguez Artalejo por arriesgarse a creer desde el principio en mí con tan pocos motivos y tratar con tanta consideración a los que de entrada no teníamos nada que ofrecer. Por su inteligencia y su bondad. Por ser una persona que sabe valorar las cosas realmente importantes de la vida por lo que estoy segura de que siempre será feliz. Por su modestia al expresar su valioso conocimiento, propia de los que más saben y abrirme a una aventura científica fascinante.

A María Durbán Reguera por guiarme por ramas de la estadística antes desconocidas para mí y por su amabilidad, entusiasmo y generosidad al compartir su apreciado conocimiento. Sin ella la primera parte de esta tesis no habría sido posible.

A Ana Gandarillas Grande por su amable acogida y apoyo desde el primer día en el que empecé la tesis. Por asesorarme y querer compartir de forma espontánea y generosa conmigo toda la información que había recogido sobre el General Health Questionnaire (GHQ) tras años de investigación. Por ser siempre un placer detenerme a charlar en su despacho.

A Milagros Santos Santos por dar siempre con una solución fácil para todos los trámites de esta tesis y hacerlo siempre con una sonrisa.

A Honorato Ortiz Marrón y Jose Luis Cantero Real, por permitirme abusar desproporcionadamente de su generosidad sobre muchos temas logísticos relacionados con esta tesis.

Al Servicio de Epidemiología de la Subdirección de Promoción de la salud y Prevención de la Comunidad de Madrid por permitirme la explotación de la base de datos del SIVFRNT-J 2008-2009 y su generoso apoyo a realizarlo.

A mis amigas del Servicio de Salud Pública de Área 10.

A Carlos Martínez Cepa, por el tiempo en el que fue un jefe fantástico y por el tiempo en el que está siendo un amigo aún mejor.

A todos mis compañeros de la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid: Áreas de Salud Pública, Subdirección de Promoción de la Salud y Prevención, Dirección General de Atención Primaria y Dirección General de Ordenación e Inspección. Aunque no pueda nombraros a todos, aquí estáis.

A todos los compañeros de la biblioteca de la UAM en especial a Juan Bravo por su amabilidad y generosidad al satisfacer mi insaciable necesidad de artículos. Éste era el motivo.

A Fran, Cristina, Alex y Javi por enseñarme lo que es importante. Por su paciencia y comprensión con los momentos perdidos y por todos esos mejores momentos que vendrán.

A mis padres, por todo.

A Guillermo, Angelines, Estrella, Cristina, Astrid y los dos Francesc por toda una vida juntos. A mis abuelos y a Ezequiel que no están.

A Cristina por todos estos maravillosos años que han pasado desde que nos conocimos en el patio del colegio. A Belén y Ana por casi lo mismo.

A Eratóstenes, por enseñarme que sólo con un palo se puede medir la circunferencia terrestre. Entonces supe que no hay nada imposible.

A Isaac Asimov y a la Fundación por inspirarme con 15 años a amar la estadística.

A todas esas asombrosas personas de todos los tiempos que han hablado conmigo a través de sus libros.

A mi piano, por haberse pasado la vida escuchando todo lo que tenía que decirle.

Al BTC, todas ellas saben el por qué.

ÍNDICE GENERAL

1. INTRODUCCIÓN	3
1.1. Concepto de salud mental	5
1.2. Medición del estado de salud mental	6
1.3. Magnitud de los problemas de salud mental	14
1.4. Factores de riesgo de mala salud mental	15
1.5. Oportunidades para la promoción y prevención	24
1.6. Justificación	29
 2. OBJETIVOS	 31
2.1. Objetivos	33
2.2. Desarrollo	33
 3. ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DEL GENERAL HEALTH QUESTIONNAIRE (GHQ-12) EN ADOLESCENTES ESPAÑOLES	 35
3.1. Métodos	37
3.2. Resultados	41
3.3. Discusión	43
 4. COMPORTAMIENTOS DE RIESGO Y SALUD MENTAL: ASOCIACIONES INDIVIDUALES Y AGREGADAS EN ADOLESCENTES ESPAÑOLES	 55
4.1. Métodos	57
4.2. Resultados	61
4.3. Discusión	63

5. EXPOSICIÓN A HUMO AMBIENTAL DE TABACO Y MALESTAR PSICOLÓGICO EN ADOLESCENTES. UN ESTUDIO CON BASE POBLACIONAL	73
5.1. Métodos	75
5.2. Resultados	80
5.3. Discusión	81
 6. CONCLUSIONES	 93
6.1. Conclusiones del objetivo 1	95
6.2. Conclusiones del objetivo 2	95
6.3. Conclusiones del objetivo 3	96
 7. RESUMEN	 97
7.1. Resumen del objetivo 1	99
7.2. Resumen del objetivo 2	100
7.3. Resumen del objetivo 3	101
 8. BIBLIOGRAFÍA	 103
 9. ÍNDICE DE TABLAS Y FIGURAS	 127
9.1. Índice de tablas	129
9.2. Índice de figuras	130
 APÉNDICE: Artículos publicados a partir de esta tesis doctoral.....	 131

1. INTRODUCCIÓN

1.1. Concepto de salud mental

El término de salud mental no puede ser comprendido en su sentido más amplio si no tenemos en cuenta previamente lo que en la actualidad se entiende como “salud”. La definición por parte de la Organización Mundial de la Salud (OMS) consiste en “un estado de completo bienestar físico, mental y social y no solamente la ausencia de afecciones o enfermedades”¹. Podemos comprobar por ello que uno de los requisitos de que exista una buena salud es que exista una buena salud mental, considerada como bienestar mental y no solamente como ausencia de patología mental diagnosticada. Esto queda confirmado en la definición oficial de salud mental por parte de la OMS que consiste en “el estado de bienestar que permite a los individuos realizar sus habilidades, afrontar el estrés normal de la vida, trabajar de manera productiva y fructífera, y hacer una contribución significativa a sus comunidades”¹.

En contraposición a esto, los trastornos mentales y del comportamiento se consideran "aquellas condiciones con significación clínica caracterizadas por alteraciones del pensamiento, emoción o conducta, asociados con el “distress” y/o alteraciones funcionales en el ser humano”². Están definidos en la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE versión 10)² y en el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, DSM versión IV)³. En el aspecto práctico podemos añadir que son condiciones anormales y/o patológicas y que por lo tanto no se encuentran en el rango de la normalidad.

En el rango existente entre la salud mental en su sentido más amplio y los trastornos mentales y del comportamiento, podríamos considerar que se encuentra el malestar psicológico

("psychological distress"). Éste ha sido definido como un síndrome no específico que puede incluir ansiedad, depresión, rabia, irritabilidad y otros conceptos previamente clasificados como neurosis pero que no llega a cumplir los criterios diagnósticos de los trastornos mentales y del comportamiento. La depresión y la ansiedad son los componentes básicos de este síndrome ⁴.

1.2. Medición del estado de salud mental

1.2.1. Diagnóstico en consulta

El profesional en la consulta clínica puede establecer un diagnóstico de trastorno mental y del comportamiento según las clasificaciones establecidas por las autoridades científicas y/o establecer una evaluación de la salud mental en su sentido más amplio, ya que el *Informe sobre la salud mental de niños y adolescentes* de la Asociación Española de Neuropsiquiatría recoge que un número nada despreciable de niños y jóvenes tienen problemas que no cumplen los criterios diagnósticos de un trastorno mental, pero que son fuente de sufrimiento. Estos niños también deben recibir ayuda y beneficiarse de una evaluación rigurosa y de medidas y recomendaciones apropiadas⁵.

1.2.2. Entrevistas estructuradas

Las entrevistas estructuradas pueden ser empleadas por diferentes perfiles de profesionales y en diferentes ámbitos, como herramienta diagnóstica de trastornos mentales y del

comportamiento según la clasificación del DSM-IV o ICD-10. Las principales que pueden emplearse en niños y/o adolescentes son:

Composite International Diagnostic Interview (CIDI)

Es una herramienta diagnóstica de trastornos mentales desarrollada por la OMS, que consiste en una entrevista estructurada no clínica, para establecer un diagnóstico basado en los criterios del DSM-IV o CIE-10. Está diseñada para su empleo por entrevistadores entrenados no clínicos en población general, en encuestas comunitarias epidemiológicas y en otros ámbitos ⁴. Está indicado para individuos mayores de 18 años pero también puede administrarse a adolescentes de 16 y 17 años ⁶.

Structured Clinical Interview for DSM (SCID)

Consiste en una entrevista clínica semiestructurada que debe ser administrada por clínicos o profesionales previamente formados. Se trata de otra herramienta diagnóstica de salud mental que según los síntomas recogidos establece diagnósticos psiquiátricos y de personalidad basados en los criterios del DSM-IV. Está indicado para población adulta pero puede ser empleado en adolescentes ⁷.

Columbia Diagnostica Interview Schedule for Children diagnostic predictive scales DISC-IV

Se trata de una entrevista clínica estructurada dirigida a niños y jóvenes de 6 a 17 años que debe ser administrada por entrevistadores formados. Puede ser empleada como una herramienta diagnóstica de más de 30 trastornos mentales clasificados en el DSM-IV en medios clínicos psiquiátricos y no psiquiátricos y además puede ser utilizada como herramienta de screening de salud mental de niños y adolescentes en diferentes medios comunitarios ⁸.

1.2.3. Instrumentos de screening de salud mental

En el aspecto práctico, la medición de la salud mental mediante instrumentos de screening presenta importantes dificultades. La principal de ellas es que no todos valoran los mismos aspectos de la salud mental, ya que han sido diseñados con un amplio espectro de objetivos: muchos se centran en identificar patologías específicas, otros miden la salud mental de forma más general, otros valoran diversos aspectos de la salud y o calidad de vida teniendo en cuenta sus diversas dimensiones. Centrándonos en los instrumentos de medición diseñados específicamente para valorar la salud mental general en niños y/o adolescentes habría que destacar por la frecuencia de su uso los siguientes:

General Health Questionnaire (GHQ)

El General Health Questionnaire (GHQ) es un cuestionario autoadministrado inicialmente diseñado para identificar trastornos psíquicos ^{9,10} en entornos clínicos no psiquiátricos ⁹ pero posteriormente ha sido empleado en el ámbito comunitario ¹⁰. El GHQ es un instrumento de screening que no establece un diagnóstico clínico y que informa sobre cambios en las últimas semanas respecto a una situación basal y está específicamente diseñado para diferenciar entre malestar y salud psicológicos ¹⁰. El GHQ ha sido calificado como probablemente el “mejor instrumento de su clase” ¹¹.

El hecho de haber sido validado en estudios internacionales y haber sido empleado en informes de la OMS y encuestas de salud en Europa y en España entre otros, como medida de “malestar psicológico”, permite que sus resultados sean fácilmente comparables entre los diferentes países.

El GHQ consta de 60 preguntas que informan sobre el estado mental actual de la persona valorando tanto si presenta funcionamiento normal y saludable como síntomas de malestar psicológico ¹⁰. Partiendo de este cuestionario original se han ido elaborando versiones más reducidas de 30, 28 y 12 enunciados y se ha traducido a diferentes idiomas.

En el GHQ-12 los enunciados se pueden clasificar como positivos o negativos con cuatro categorías de respuesta cada uno de ellos. Se considera que un enunciado es positivo si se refiere al funcionamiento saludable del individuo. Sus opciones de respuesta oscilan desde “más que lo habitual” a “mucho menos que lo habitual”. Si el enunciado se refiere a síntomas de malestar psicológico, el enunciado es negativo. Las opciones de respuesta varían entre “no, en absoluto” a “mucho más que lo habitual”.

Según su valoración el GHQ-12 tiene tres métodos de puntuación: 1) El método binario tradicional (también llamado clásico) que emplea puntuaciones de 0, 0, 1, 1 para cada respuesta, con un rango de puntuación de 0 a 12. 2) El sistema de medición según la escala de cuatro puntos de Likert. Las puntuaciones para cada respuesta oscilan entre 0 y 3, con un rango de 0 a 36. 3) El sistema de medición de Goodchild et al.¹¹, también llamado C-GHQ. Las puntuaciones para los enunciados positivos son iguales que en el método binario, pero las puntuaciones para los enunciados negativos son 0, 1, 1, 1. Con este método se pretende ponderar mejor el efecto de cronicidad del “malestar psicológico”.

Se han realizado múltiples estudios para valorar el sistema de puntuación que resulta más adecuado. Goldberg et al. concluyeron que según los valores de sensibilidad, especificidad y curvas ROC, los mejores resultados se obtenían con el método binario, seguido por el método Likert y en último término por el C-GHQ¹². Sin embargo, señala que el sistema Likert permite obtener una distribución de resultados con una curva más ancha y suave y resulta mejor para valorar la severidad del trastorno. Otros autores recomiendan utilizar el sistema de medición binario como screening para clasificar a los individuos como casos o no y el sistema de medición según la escala de cuatro puntos de Likert en pruebas paramétricas¹³ y para valorar la severidad del malestar psicológico¹⁴.

Múltiples estudios han evidenciado la validez del GHQ-12^{12,15}, incluida su versión en español como ha sido publicado por Lobo y Muñoz¹⁰. La validez del GHQ-12 fue definitivamente establecida en un estudio de la OMS llevado a cabo para estimar los trastornos psíquicos en consultas de atención primaria de 15 centros de todo el mundo¹². El “gold standard” empleado fue la entrevista estructurada Composite International Diagnostic

Interview (CIDI). Se evidenció que el GHQ-12 es un instrumento de screening robusto para identificar los trastornos psíquicos en los diferentes países y que la edad, el sexo y el nivel educativo no afectaban a su validez ¹². Shevlin et al. también objetivaron que el GHQ-12 era invariante factorialmente entre hombres y mujeres ¹⁶.

Aunque el GHQ-12 estaba dirigido a ser utilizado en población adulta, también se ha empleado satisfactoriamente en población adolescente ^{14;17-19}, observando que los adolescentes interpretan el GHQ-12 de forma similar a los adultos ¹⁸. Además, múltiples estudios en población adolescente han puesto de manifiesto una validez externa ^{15,19,20} y fiabilidad ^{18,19,21-23}, satisfactorias. Tait y French evidenciaron que el GHQ-12 puede ser una medida válida del “malestar psicológico” en adolescentes de 11 a 15 años y encontraron que las medidas de ansiedad, depresión, estrés y baja autoestima eran predictores independientes de la puntuación obtenida en el GHQ-12; además, estaba altamente correlacionado con valoraciones de afectividad negativa y baja sensación de autoeficacia ¹⁹.

Los estudios de validez han mostrado que el punto de corte óptimo para el GHQ-12 puede variar en diferentes ámbitos ¹². En la versión del GHQ-12 en español se demostró que dicho umbral se encontraba en ≥ 3 con el sistema de medición clásico, que proporcionaría unos valores de sensibilidad del 76% y del 80% de especificidad, según ha sido descrito por Lobo y Muñoz ¹⁰. Goldberg et al. reflejaron que el punto de corte óptimo depende de la prevalencia de los trastornos psíquicos, pero que a partir del valor medio del GHQ-12 entre los entrevistados se podría obtener una aproximación aceptable al punto de corte óptimo para el sistema de medición clásico ²⁴. Si el valor medio es inferior a 1,85 se recomienda un punto

de corte de ≥ 2 , entre 1,85 y 2,7 se recomienda de ≥ 3 y si supera 2,7 se recomienda un punto de corte de 4 o más.

El GHQ-12 fue concebido como un instrumento unidimensional. Sin embargo, múltiples estudios han explorado sus posibles dimensiones. Incluso el mismo Goldberg diseñó una versión factorial del GHQ para proporcionar a los investigadores más información de la que proporciona una única medición. Desde entonces se ha explorado la estructura factorial de las diferentes versiones del GHQ y del GHQ-12 en particular, siendo ampliamente debatida. Diversos autores, empleando el Análisis Factorial Exploratorio, han detectado diferentes dimensiones^{23,25-27}. De entre todos ellos, se considera que el modelo que mejor ajusta en el Análisis Factorial Confirmatorio, es el de tres dimensiones de Graetz et al.^{16-18,25,28,29}. Este consiste en las dimensiones: ansiedad y depresión (ítems 2, 5, 6, y 9), anhedonia y disfunción social (ítems 1, 3, 4, 7, 8, and 12) y pérdida de confianza o autoestima (ítems 10 y 11). A pesar de toda esta información no existe un claro consenso sobre el modelo factorial óptimo y ni siquiera sobre la validez y/o utilidad de las diferentes dimensiones.

Existe muy poca información sobre las propiedades psicométricas del GHQ-12 para adolescentes del sur de Europa. Hasta la fecha tan sólo un estudio ha analizado su fiabilidad y explorado sus posibles dimensiones mediante un Análisis Factorial Exploratorio²¹. Sin embargo, no existe una evaluación de sus características psicométricas a través del Análisis Factorial Confirmatorio.

Symptom Checklist-90 (SCL-90)

Es un instrumento de salud mental general y consiste en un cuestionario autoadministrado que tiene como objetivo medir problemas psicológicos y síntomas de psicopatología. Consta de 90 ítems que puntúan síntomas de somatización, trastorno obsesivo-compulsivo, sensibilidad interpersonal, depresión, ansiedad, hostilidad, ansiedad fóbica, ideación paranoide y psicoticismo. Puede ser empleado en adolescentes de 13 a 17 años y en individuos mayores³⁰.

Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ)

Es un cuestionario de screening de salud mental en niños y adolescentes que se centra en los problemas emocionales y del comportamiento. Está dirigido a jóvenes de 4 a 16 años. En niños de 4 a 16 años lo podrían completar los padres o profesores y en adolescentes de 11 a 16 podría ser auto-reportado. Tiene la ventaja de que puede completarse en 5 minutos³¹. Consta de 25 ítems sobre atributos psicológicos que se dividen en cinco escalas: síntomas emocionales, problemas de conducta, hiperactividad/inatención, problemas de relación con los iguales y comportamiento prosocial. Ha mostrado ser un instrumento válido como medida de la salud mental en niños y adolescentes³².

Achenbach System of Empiricallly Based Assesment (ASEBA) para edad escolar

Es un instrumento de salud mental que incluye escalas de valoración con información proporcionada por los padres, información proporcionada por los profesionales del centro

educativo e información proporcionada por los propios jóvenes. Puede ser empleado en niños y adolescentes de 6 a 18 años aunque también tiene una versión para niños más pequeños ³³. Tiene que ser administrado por profesionales formados y el tiempo de recogida de la información es elevado comparado con otros sistemas de medición como el GHQ-12 o el SDQ. Su objetivo es “identificar aquellos niños que puedan necesitar ayuda profesional por problemas de comportamiento emocionales o sociales y/o que necesiten ayuda para reforzar competencias y/o un funcionamiento adaptativo” para lo que ha mostrado ser un instrumento válido ³³.

1.3. Magnitud de los problemas de salud mental

La adolescencia es un periodo de transición en el que se producen importantes cambios físicos, mentales y sociales. Se ha sugerido que una rápida sucesión de acontecimientos vitales, tanto positivos como negativos, aumentan el riesgo de trastornos mentales ².

Según la OMS en todo el mundo la prevalencia de trastornos mentales en niños y adolescentes es aproximadamente del 20% ³⁴ y es interesante señalar que la mitad de los trastornos mentales en adultos comienzan en la adolescencia ³⁵. La salud mental tiene un gran impacto en la morbilidad dado que el suicidio es la tercera causa de muerte en los adolescentes ^{35,36} y entre los 10 y los 24 años los trastornos neuropsiquiátricos contribuyen en un 45% a los años de vida saludable perdidos a causa de una discapacidad (YLD) y al 29,8% de los años de vida ajustados por discapacidad (DALY) entre los 15 y los 19 años ³⁷.

En lo que se refiere a Europa, un 12,5% de los niños y adolescentes tienen algún trastorno mental, muchos de ellos crónicos y el 4% de los individuos de 12 a 17 años de edad y el 9% de 18 años, sufren de depresión, uno de los trastornos más prevalentes ³⁸.

Según el *Informe sobre la salud mental de niños y adolescentes* de la Asociación Española de Neuropsiquiatría del 2009, la prevalencia de los trastornos mentales en niños y adolescentes españoles, se encuentra entre el 10% y el 20% ⁵. Además, otros muchos tienen problemas de “malestar psicológico” no incluidos en el diagnóstico de trastorno mental que deberían asimismo beneficiarse de una detección y tratamiento correctos ⁵.

La información existente sobre la prevalencia de malestar psicológico es mucho más reducida que la de trastornos mentales y del comportamiento. En España, en la Encuesta nacional de Salud 2006 se valoró el riesgo de mala salud mental mediante el GHQ-12 con un punto de corte ≥ 4 . Se estimó que entre los 16 y 24 años la prevalencia era del 11,5% y del 22,2% para hombres y mujeres respectivamente ³⁹. En jóvenes escoceses de 15 años se han encontrado valores del 14% en hombres y del 35% en mujeres ¹⁷. Sin embargo, en estudios realizados en adolescentes del Reino Unido, Holanda y Eslovaquia, para un punto de corte del GHQ-12 de ≥ 3 se ha observado que el riesgo de mala salud mental oscilaba entre 18,7%-24,3% en hombres y 28,4%-44,1% en mujeres ^{17,40-42}.

1.4. Factores de riesgo de mala salud mental

La salud mental de los adolescentes ha sido tradicionalmente asociada con diferentes factores de riesgo como la edad, el sexo, la insuficiente actividad física ⁴⁰, el escaso consumo de

frutas y verduras ⁴³, el hábito tabáquico ⁴⁴⁻⁴⁹, el consumo de alcohol ^{48,50}, el consumo de drogas ilegales ^{48,51-53}, los trastornos del comportamiento alimentario ⁵⁴⁻⁵⁶, las características antropométricas ^{57,58} y la autopercepción de la imagen corporal ^{55,59-62}. Sin embargo, para muchos de dichos factores de riesgo los resultados no son concluyentes. Mientras algunos autores han encontrado asociaciones con una peor salud mental ^{44,50,57,58,63,64}, otros estudios o bien no han encontrado asociaciones significativas o han sido en sentido opuesto al esperado ⁶⁵⁻⁷⁰. Por otro lado, son escasos los estudios que han analizado la asociación entre dichos factores de riesgo y la salud mental controlando el efecto del resto de factores simultáneamente para poder estimar el efecto independiente de cada uno de ellos ⁴⁶.

Factores sociodemográficos

En la adolescencia se ha observado una consistente asociación entre la edad y el sexo con la salud mental. Los trastornos psíquicos se incrementan con la edad ^{46,48,71,72} y esta relación parece ser lineal ⁷¹. Precizando más la magnitud de dicho empeoramiento, Brooks et al. ⁴⁶ evidenciaron que los adolescentes presentaban un incremento significativo de los odds ratio de síntomas de stress/ depresión de 1,09 por cada año de edad. En lo que se refiere al sexo, está generalizadamente aceptado que durante la adolescencia los trastornos depresivos son más frecuentes en las mujeres y que el sexo supone un factor diferencial con respecto a experimentar trastornos psíquicos ^{71,73}. La magnitud de dicha diferencia varía según los estudios: según Daniels et al. ⁵⁹ en la adolescencia las mujeres presentaban un 50% más de posibilidades de referir síntomas depresivos mientras que Brooks et al. ⁴⁶ estimaron una probabilidad tres veces superior de referir sentimientos de depresión/estrés. En la revisión de

Petersen et al.⁷³, así como en trabajos de otros autores, se han encontrado menores diferencias⁴⁸. Entre los estudios donde se ha valorado la salud mental mediante el GHQ-12 con un punto de corte de ≥ 3 , el porcentaje de casos oscila entre el 18,7%-24,3% en los hombres y entre el 28,4%-44,1% en las mujeres^{17, 40-42}. Por otro lado, estas diferencias entre sexos pueden variar según la edad. Hankin et al.⁷⁴ observaron que entre los 13 y 15 años existían pequeñas diferencias en la frecuencia de depresión en hombres y mujeres (ligeramente mayores en las mujeres), pero entre los 15 y los 18 ya se producen grandes diferencias. Toda esta evidencia sugiere que las adolescentes presentan una mayor prevalencia de trastornos psíquicos y que para ambos sexos éstos aumentan con la edad aunque de forma más marcada en el caso de las mujeres.

Los estudios publicados muestran resultados variables en lo que se refiere a la salud mental de los adolescentes inmigrantes de primera generación. Algunos autores observan resultados equiparables a los adolescentes nativos mientras que otros estudios describen una peor salud mental⁶⁵. Esto puede deberse a la gran heterogeneidad del colectivo de los adolescentes emigrantes⁶⁵. De todas formas es razonable suponer que el hecho de la inmigración coloca a los adolescentes en una situación de mayor vulnerabilidad, por ejemplo en lo que se refiere a las dificultades escolares o la discriminación percibida⁶⁵. También el hecho de no convivir con ambos padres está asociado a una peor salud mental de los adolescentes^{75,76}.

En lo que se refiere a la relación con la situación laboral de los padres, no existe un claro consenso. Sleskova et al.⁴¹ observaron que la asociación entre el trabajo paterno y materno y la salud de los adolescentes variaba según los diferentes países participantes en el estudio, encontrando resultados contrapuestos. Robinson et al.⁷⁵ observaron que el trabajo materno

estaba asociado a menos problemas mentales en los adolescentes y Koivusilta et al.⁷⁷ que el trabajo de los padres estaba significativamente asociado con la mejor salud percibida de los adolescentes. Lo que sí parece concluyente es que la pobreza está significativamente asociada con la salud mental^{72,78} e incluso que los adolescentes de entornos socioeconómicos desfavorecidos tienen mayor riesgo de cometer intentos de suicidio⁷⁹. En la revisión de Lemstra⁸⁰ se comprobó que pertenecer a un bajo nivel socioeconómico aumentaba 2,5 veces la probabilidad de presentar estados de ánimo ansiosos o depresivos. Sin embargo, no hay resultados concluyentes en la relación con el nivel educativo de los padres. Havas et al.⁸¹ no encontraron asociaciones significativas entre el nivel educativo de los padres y la salud mental del adolescente al controlar por el nivel de estudios del propio joven. Perna⁸² y Sonego et al.⁸³ encontraron asociaciones significativas entre la educación paterna y la salud mental de los niños, pero la asociación no se mantenía, en el caso de los adolescentes, tras ajustar por potenciales factores de confusión⁸³.

Factores relacionados con el comportamiento o hábitos de riesgo para la salud

En adultos la actividad física moderada está asociada a una mejor salud mental, sin embargo en adolescentes los resultados varían según los estudios. Se ha demostrado que el ejercicio tiene efectos positivos sobre la autoestima de los adolescentes⁶³, pero en lo que se refiere a su efecto sobre la ansiedad y la depresión no se han establecido relaciones concluyentes⁶⁶.

Respecto a la alimentación, diversos estudios en población adolescente encuentran asociación entre una dieta saludable y una mejor salud mental⁴⁶ o con el consumo de frutas y verdura específicamente⁴³.

Donde existe un claro consenso es sobre los efectos perjudiciales del consumo de tabaco en la salud mental de los adolescentes ^{47, 67}. Según Saluja et al. ⁴⁸ la prevalencia de síntomas depresivos en fumadores respecto a los que no consumen tabaco es 2-3 veces superior. La evidencia obtenida a través de los estudios longitudinales sugiere que la asociación entre fumar y la depresión en adolescentes es bidireccional, es decir, fumar predice significativamente la depresión y la depresión predice el hábito de fumar ⁴⁴.

En lo que se refiere a la asociación entre el consumo de alcohol de alto riesgo y la salud mental de los adolescentes, las investigaciones no presentan un claro consenso. Esto puede deberse a que los adolescentes con problemas derivados del consumo de alcohol sufren frecuentemente trastornos relacionados con el consumo de otras sustancias y suelen tener asociada co-morbilidad mental ⁸⁴. Asimismo, el abuso de alcohol se asocia a otros importantes factores de riesgo del comportamiento, lo que dificulta aislar su contribución de forma independiente. Por todo ello, los estudios que analizan esta relación muestran grandes diferencias metodológicas que dificultan la comparación y los resultados son contradictorios. Según Saluja et al. ⁴⁸ la prevalencia de síntomas depresivos para los que no consumen alcohol respecto a los que sí beben es del 13,4% y 39,6 % respectivamente para las mujeres y del 6,0% y 14,8% en los hombres. Strandheim et al. ⁶⁴ observaron en adolescentes noruegos una asociación entre los episodios de intoxicación etílica con problemas de conductas y atención pero la relación no estaba ajustada por otras covariables. Como contrapunto a estos estudios, Boys et al. ⁶⁷ objetivaron que el consumo regular de alcohol no aumentaba el riesgo de problemas psiquiátricos si no se asociaba al consumo de otras sustancias, y Hansel et al. ⁶⁸ en un estudio longitudinal tampoco observaron ninguna asociación del consumo de alcohol

con el malestar psicológico en adolescentes. Por otro lado, los resultados obtenidos en algunos estudios sugieren que la asociación entre el consumo de alcohol y la salud mental podría variar en función de la edad. Verdurmen et al.⁵⁰ describieron una asociación entre el consumo semanal de alcohol y una peor salud mental principalmente entre los adolescentes de menor edad. En el mismo sentido, Theunissen et al.⁶⁹ en un estudio realizado en adolescentes holandeses observaron una asociación entre el “binge drinking” y tener problemas de salud mental pero sólo en los que tenían 12-15 años ya que en los de 16 a 18 años la probabilidad era inversa. La información proporcionada por estos estudios debe hacer considerar que la relación existente entre la salud mental de los adolescentes y el consumo de alcohol es compleja y que debe ser analizada teniendo en cuenta las posibles interacciones entre variables y con un cuidadoso control de los potenciales factores de confusión.

El consumo de drogas ilegales está asociado con la salud mental de los adolescentes. Numerosos estudios han objetivado que los adolescentes que referían consumir drogas ilegales tenían significativamente mayor riesgo de ansiedad, depresión y trastornos del humor^{48,51-53}. También se ha sugerido que dicha asociación podría ser bidireccional⁸⁵.

Múltiples estudios han mostrado de forma consistente una asociación entre los trastornos del comportamiento alimentarios y los trastornos psíquicos en la adolescencia^{54,55}, incluso después de controlar el posible efecto de la imagen corporal y de la autoestima⁵⁶. En lo que se refiere a la asociación entre la salud mental y el exceso de peso, Sweeting et al.⁷⁰ no observaron asociaciones significativas entre el GHQ-12 y la obesidad en los adolescentes, interpretando que el aumento en la prevalencia de la obesidad ha hecho que aumente la tolerancia hacia ella por lo que los obesos pueden haber disminuido la preocupación por su

imagen corporal. Otros autores tampoco encontraron ninguna asociación significativa entre la salud mental o la sintomatología depresiva con el índice de masa corporal, pero sí con la imagen corporal o con la autopercepción del peso ⁵⁹⁻⁶¹ con la que puede tener una relación en forma de U ⁶¹. Según Rodríguez-Cano et al. ⁸⁶, la escasa satisfacción con la imagen corporal en los adolescentes era un factor predictivo de intentos suicidas dos años después. Una posible explicación de toda esta evidencia sería que el índice de masa corporal no afectase a la salud mental de forma directa sino a través de su posible efecto en la autopercepción de la imagen corporal ⁶¹ en la que también intervendrían concepciones culturales de tolerancia hacia la obesidad ⁶².

Agregación de factores de riesgo

Los hábitos de riesgo para la salud tienden a agruparse ⁸⁷⁻⁸⁹ y en adultos se ha observado que cuanto mayor es la agregación mayor es la probabilidad de un resultado adverso para la salud ⁹⁰⁻⁹². En la adolescencia, la agregación de hábitos de riesgo para la salud es elevada. Según Brenner et al. ⁹³ un tercio de los adolescentes entre 14 y 17 años y la mitad de aquellos entre 18 y 22 años tienen dos o más hábitos de riesgo. A pesar de toda esta información pocos estudios han valorado la asociación entre la agregación de hábitos de riesgo y la salud mental de los adolescentes ^{87,89,94}. Además, existen grandes diferencias metodológicas en los estudios que hacen difícil la comparación de sus resultados. Hallfords et al. ⁸⁹ observaron en los adolescentes que una agregación de comportamientos de riesgo podía predecir una futura depresión. Mistry et al. ⁸⁷, encontraron que la depresión aumenta el riesgo de pertenecer a un cluster con un mayor número de hábitos poco saludables (hábito tabáquico, consumo de

alcohol, bajo consumo de frutas y verduras e inactividad física). Viener et al.⁹⁴ observaron la relación entre la concurrencia de fumar, beber y el uso de drogas con una peor salud mental. Pronk et al.⁹⁵ elaboraron una variable aditiva con la agregación de diferentes estilos de vida saludables y modificables que incluían el ejercicio físico, una dieta equilibrada, un peso saludable y no fumar que colapsaron en tres categorías. Objetivaron que la ausencia de depresión estaba significativamente asociada con la adherencia a un mayor número de hábitos saludables.

Este abordaje integral del estudio simultáneo de múltiples comportamientos de riesgo se considera el futuro de la medicina preventiva y estaría en línea con el modelo multidimensional de salud⁹⁶. Las conclusiones obtenidas podrían tener importantes implicaciones al refrendar intervenciones dirigidas simultáneamente a múltiples factores de riesgo en lugar de aquellas dirigidas a factores aislados.

Exposición pasiva al humo de tabaco

La exposición pasiva al humo de tabaco en no fumadores es causa de enfermedad y muerte prematura tanto en niños como en adultos, sin que exista un nivel de exposición libre de riesgos⁹⁷. A pesar de ello, en España uno de cada cuatro menores de 15 años están expuestos al humo de tabaco en casa de forma regular³⁹. Este hecho es especialmente preocupante por tres motivos: 1) su importante magnitud, 2) el fumador pasivo está expuesto a una composición de humo del tabaco más perjudicial que la del fumador activo^{98,99} y 3) según los estudios en animales, las alteraciones neurológicas que produce la nicotina son mayores y más persistentes en jóvenes que en adultos^{100,101}. En los niños, los sistemas respiratorio,

inmunológico y neurológico están en desarrollo por lo que son más susceptibles a los efectos de la exposición pasiva al humo de tabaco que los adultos ⁹⁷.

La asociación entre la exposición pasiva al tabaco y la salud mental de los adolescentes ha sido muy poco estudiada a pesar de que la salud mental tiene una gran importancia desde el punto de vista de la salud pública por su importante magnitud ¹⁰² y su efecto en la carga de enfermedad a dicha edad ³⁷. Bandiera et al. ¹⁰³ encontraron que el nivel de cotinina sérico, como indicador de la exposición a humo ambiental de tabaco, estaba asociado con síntomas de diversos trastornos mentales en niños y adolescentes de 8 a 15 años, aunque sin diferenciar el ámbito en que se había dado la exposición. Hasta donde conocemos, el único estudio que ha diferenciado los ámbitos de exposición fue el realizado por Hamer et al. ¹⁰⁴ en niños de 8 a 12 años, en el que encontraron asociación entre la salud mental (valorada mediante el SDQ) y la exposición al humo de tabaco en el hogar pero no en lugares públicos.

Donde se ha profundizado más es en la relación entre la exposición pasiva a humo de tabaco en el hogar y los problemas de comportamiento en niños, donde diversos estudios han demostrado asociaciones significativas ¹⁰⁴⁻¹⁰⁶ y un gradiente dosis-respuesta ^{105,106}. Según Wiliams et al. ¹⁰⁷ el 16% de los problemas de comportamiento en niños de 5 años puede ser atribuible a que la madre fume y esta relación es independiente del consumo de tabaco de la madre en el embarazo. Según la revisión de Herrmann et al. tanto la exposición pre como postnatal han mostrado asociaciones consistentes con los problemas de comportamiento y el desarrollo neurológico de los niños, sin embargo en lo que se refiere a los papeles relativos de cada una no se observa un claro consenso ¹⁰⁸. Algunos autores sugieren que la exposición

pasiva durante la niñez puede ser más nociva para el desarrollo neuronal que la exposición intraútero^{109,110}.

1.5. Oportunidades para la promoción y prevención

La OMS plantea que “la promoción de la salud mental y la prevención de los trastornos mentales puede ayudar a mantener o mejorar la salud, tener un efecto positivo en la calidad de vida y ser económicamente rentable”¹¹¹.

Para poder explorar las posibilidades de promoción y prevención de la salud mental de niños y adolescentes españoles es necesario disponer de sistemas de registro e información actualizados a nivel poblacional y análisis epidemiológicos sólidos y contrastados. Esto sería una actividad transversal de los programas de promoción, prevención primaria y prevención secundaria. Según la OMS, los gobiernos deberían invertir en el desarrollo de sistemas de información monitorizados que incorporasen indicadores de los principales determinantes demográficos y socioeconómicos de la salud mental, el estado de salud mental de la población general y de aquellos en tratamiento. Los métodos de medición deberían incluir encuestas poblacionales, recogida de información de forma sistemática de los pacientes tratados a nivel primario, secundario y terciario y el empleo de datos de mortalidad².

Según el *Informe sobre la salud mental de niños y adolescentes* de la Asociación Española de Neuropsiquiatría, en España las únicas comunidades autónomas que disponen de un Registro de Casos Psiquiátricos convencional en toda la región son las de Asturias, La Rioja y el País Vasco. Una de las conclusiones de dicho informe fue que era necesario “poner en marcha

sistemas de información específicos de trastornos mentales en niños y adolescentes y de recursos terapéuticos y asistenciales con indicadores homogéneos en todo el territorio nacional”⁵. Desde el año 2006 en la Encuesta Nacional de Salud se está recogiendo información sobre la salud mental específicamente en niños y adolescentes mediante las escalas GHQ-12 y SDQ.

Promoción de la salud mental

En el documento de la OMS “*Child and adolescent Mental Health Policies and Plans*”¹¹² se resalta la importancia de las actividades de promoción de la salud mental para promover el desarrollo de todos los niños y adolescentes. Las actividades de promoción podrían estructurarse en:

1) Concienciar de la importancia de la salud mental en la infancia y la adolescencia realizando una amplia difusión de la información existente sobre la prevalencia e incidencia de los trastornos mentales y del comportamiento¹¹³, de malestar psicológico y de los factores de riesgo asociados. Esta actividad de difusión de la información y sensibilización social sería especialmente necesaria ya que existe un “desconocimiento o banalización de la interrelación entre psicopatología y conductas de riesgo en la adolescencia”, así como de la repercusión a largo plazo de las situaciones psicosociales y psicopatológicas que afectan a la infancia y a la adolescencia⁵.

2) Promoción de la salud mental para todos según el Plan de acción europeo para la salud mental¹¹³. Los primeros años de vida tienen una gran influencia en la salud mental. Aumentar el conocimiento y habilidades de los padres y actuar en los centros educativos de

forma integral, son actividades que podrían mejorar la resiliencia, la ansiedad y la depresión en niños y adolescentes¹¹³.

Prevención primaria

Se refiere a aquellas intervenciones dirigidas a prevenir los factores de riesgo asociados a una mala salud mental en niños y adolescentes.

Prevención del consumo de sustancias adictivas. Por ejemplo, en el caso del cannabis se ha demostrado que las intervenciones en centros educativos destinadas a aumentar el conocimiento sobre sustancias adictivas, habilidades afectivas (refuerzo de la autoestima y de los propios valores) y habilidades sociales (resistencia a la presión grupal) han reducido el consumo¹¹⁴; que los tratamientos desarrollados en el medio familiar son igualmente efectivos y que la combinación de ambos tiene un gran efecto^{115,116}. Se ha demostrado que los hijos de fumadores tienen mayor riesgo de consumir tabaco en la adolescencia¹¹⁷ por lo que se podría identificar como población diana a los padres de niños y adolescentes a través de los centros educativos. Tras identificar a dicha población, mediante la difusión de información desde el centro educativo, además de las actividades de información y sensibilización sobre el consumo de tabaco estándar dirigidas a población general, en este colectivo se podría incidir en la repercusión del hábito en sus descendientes por un lado en lo que se refiere a su adicción posterior y por el otro en los posibles efectos a la exposición pasiva al consumo de tabaco a la que estarían expuestos¹¹⁶.

Sin embargo, aunque la exposición pasiva de niños y adolescentes al humo de tabaco en casa ya ha intentado evitarse mediante intervenciones de educación y consejo a los padres, su

efectividad no ha sido claramente demostrada. Aparentemente las intervenciones enfocadas a cambiar las actitudes de los participantes más que únicamente aumentar su conocimiento resultaron más exitosas en disminuir la exposición pasiva al tabaco en niños ¹¹⁷.

En España no se han detectado cambios en la prevalencia de exposición al humo de tabaco en el hogar con la entrada en vigor de la “Ley 28/2005 de medidas sanitarias frente al tabaquismo” ¹¹⁸, y su posterior modificación (Ley 42/2010) ¹¹⁹ no contempla mayor actuación sobre la exposición pasiva en el hogar. Por todo ello, consideramos que analizar la relación entre la exposición pasiva al humo de tabaco y la salud mental de los adolescentes, diferenciando el ámbito de exposición, podría tener implicaciones en futuras políticas y programas preventivos.

El desarrollo de programas legislativos y/o regulatorios específicos deberían forma parte de una estrategia coordinada e integrada para el control del consumo de sustancias adictivas por parte de niños y adolescentes.

Agregación de factores de riesgo. El modelo multidimensional de salud refrendaría un abordaje preventivo integral de intervenciones destinadas a múltiples factores de riesgo simultáneamente ya que se ha sugerido que las intervenciones destinadas a producir co-variación entre varios factores de riesgo puede aumentar el impacto del tratamiento y reducir los costes ⁹⁶.

Prevención secundaria

La ausencia de diagnóstico y tratamiento de los problemas de salud mental de los niños y adolescentes condicionan seriamente su futuro, disminuye sus oportunidades educativas, vocacionales y profesionales y supone un coste muy alto para las familias y una carga para la sociedad. Se da la circunstancia de que un porcentaje muy elevado de niños y jóvenes que sufren trastornos mentales y no son diagnosticados terminan en centros de menores y en el mundo de la delincuencia ⁵.

Se considera que sólo una quinta parte de los niños y adolescentes que sufre trastornos psiquiátricos son correctamente diagnosticados ⁵. Las actividades de detección temprana podrían desarrollarse mediante encuestas de cribado poblacional validadas y contrastadas como podría ser el GHQ-12 y/o en la consulta médica, con el objetivo de identificar de forma temprana aquellos niños y/o adolescentes con trastornos mentales y del comportamiento y/o identificando a aquellos otros individuos con problemas que producen sufrimiento pero que no entran en el diagnóstico de trastorno mental y que deberían asimismo beneficiarse de un diagnóstico y tratamiento correctos ⁵.

Estas actividades, podrían consistir en la detección temprana desde la atención primaria y en la identificación y promoción en las escuelas. Esto último podría lograrse mediante la formación en salud mental de niños y adolescentes, a formadores de profesionales de centros educativos, como ha sido satisfactoriamente desarrollado en Alejandría ¹²⁰.

1.6. Justificación

Los problemas mentales y del comportamiento tienen una importante prevalencia y repercusión en la morbilidad de niños y adolescentes y limitan de forma muy importante sus posibilidades presentes y futuras entre otras a nivel educativo, social, profesional y de desarrollo emocional. Además, estos jóvenes tienen más riesgo de cometer actos delictivos ⁵. La mitad de los trastornos mentales en adultos comienzan en la adolescencia ³⁵ por lo que la prevención, identificación y tratamiento de los problemas mentales en las etapas tempranas de la vida, además de evitar la morbilidad inherente a ellos, podría reducir su prevalencia y discapacidad en la edad adulta. Por todo ello, consideramos relevante el desarrollo de sistemas de medición que valoren la salud mental de los adolescentes para conocer su frecuencia y distribución y analizar los factores asociados con el objetivo de aportar información válida que ayude a priorizar futuras políticas y programas preventivos ⁵.

En la actualidad, existe muy poca información sobre las propiedades psicométricas del GHQ-12 para adolescentes del sur de Europa. Sólo un estudio con base poblacional ha analizado su fiabilidad y explorado sus posibles dimensiones. Sin embargo, no existe ningún trabajo en adolescentes del sur de Europa en el que se haya realizado un Análisis Factorial Confirmatorio a partir de diferentes modelos teóricos formulados a priori para analizar su estructura factorial. Esto resultaría especialmente importante si tenemos en cuenta que el GHQ-12 ya se está empleando como instrumento de valoración del riesgo de mala salud mental de adolescentes españoles en la Encuesta Nacional de Salud.

La salud mental de los adolescentes ha sido tradicionalmente asociada con diferentes factores de riesgo. Sin embargo, en muchos de estos factores los resultados no son concluyentes. Además, son escasos los estudios que han analizado la asociación entre dichos factores de riesgo y la salud mental controlando el potencial efecto confusor del resto de factores para poder aislar el efecto independiente de cada uno de ellos.

La agregación de hábitos de riesgo para la salud en los adolescentes es muy elevada. A pesar de ello, pocos estudios han valorado la asociación existente entre dicha agregación y la salud mental de este estrato de población lo que podría tener importantes implicaciones para la estrategia preventiva⁹⁶.

La posible relación entre la exposición pasiva al humo de tabaco y la salud mental de los adolescentes apenas ha sido analizada aunque la literatura aporta datos sobre una evidente asociación entre la salud mental de niños y la exposición pasiva al humo de tabaco. En España no se han detectado cambios en la prevalencia de exposición a humo de tabaco en el hogar con la entrada en vigor de la “Ley 28/2005 de medidas sanitarias frente al tabaquismo”¹¹⁸. El desarrollo de la nueva regulación de tabaco (Ley 42/2010)¹¹⁹ ha establecido una restricción total del consumo de tabaco en los locales de hostelería pero sin mayor actuación sobre la exposición pasiva en el hogar. Por todo ello consideramos que analizar la relación entre la exposición pasiva al humo de tabaco y la salud mental de los adolescentes, diferenciando el ámbito de exposición, podría tener importantes implicaciones sanitarias y en futuras políticas y programas preventivos.

2. OBJETIVOS

2.1. Objetivos

- 1) Analizar las propiedades psicométricas del GHQ-12 en población adolescente, evaluando su estructura factorial mediante un Análisis Factorial Confirmatorio.
- 2) Identificar los comportamientos de riesgo asociados con la salud mental y analizar la relación entre la agregación de dichos factores de riesgo y la salud mental de los adolescentes.
- 3) Analizar la relación existente entre la exposición a humo ambiental de tabaco y la salud mental de los adolescentes, teniendo en cuenta la frecuencia y el ámbito de exposición.

2.2. Desarrollo

El primer objetivo se desarrolla en el capítulo 3: “Análisis Factorial Confirmatorio del General Health Questionnaire (GHQ-12) en adolescentes españoles“. Este trabajo ha sido publicado en la revista *Quality of Life Research* 2012; 21(7):1291-1298 (se incluye copia de este artículo en el apéndice de esta tesis).

El segundo objetivo se desarrolla en el capítulo 4: “Comportamientos de riesgo y salud mental: asociaciones individuales y agregadas en adolescentes españoles“. Este trabajo ha sido publicado en la revista *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics* 2012; 33(9):698-704. (se incluye copia de este artículo en el apéndice de esta tesis).

El tercer objetivo se desarrolla en el capítulo 5: “Exposición a humo ambiental de tabaco y malestar psicológico en adolescentes. Un estudio con base poblacional“. Este trabajo ha sido publicado en la revista *Tobacco Control*, en 2012 (se incluye copia de este artículo en el apéndice de esta tesis).

3. ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DEL GENERAL HEALTH QUESTIONNAIRE (GHQ-12) EN ADOLESCENTES ESPAÑOLES

3.1. Métodos

Diseño y población del estudio

Los datos proceden de las encuestas del SIVFRENT (Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo de Enfermedades No Transmisibles) dirigido a población adolescente. Este sistema monitoriza los principales estilos de vida relacionados con la salud en una muestra representativa de la población que cursa 4º de Enseñanza Secundaria Obligatoria en la Comunidad de Madrid ¹²¹.

Los participantes del estudio fueron seleccionados mediante un diseño muestral de conglomerados bietápico con estratificación en la selección de las unidades de primera etapa (centros escolares) según zona (Madrid capital y resto de municipios) y titularidad del centro (pública y privada). El cuestionario fue autoadministrado en el aula en presencia de un técnico previamente entrenado. La participación de los centros escolares y alumnos fue voluntaria y se requirió consentimiento informado antes de la administración del cuestionario. Para este estudio se han analizado los datos de un total de 4146 adolescentes, encuestados en los años 2008 y 2009, distribuidos en 94 centros escolares y 185 aulas.

La tasa de respuesta fue de un 81,3% para el total de centros inicialmente seleccionados y de un 90,9% para alumnos una vez seleccionado el centro escolar (8,3% ausencias el día de realización de la encuesta, 0,08% negativas a participar y 0,7% de los cuestionarios anulados por inconsistencias en las respuestas). La respuesta global (centros y alumnos) fue de 73,9%. Se obtuvo información de un total de 4210 adolescentes. De entre ellos faltaba información relevante en un 1,5% de los cuestionarios. Los datos correspondientes a dicho estudiantes

fueron excluidos, por lo que la muestra final para su estudio analítico consistió en 4146 individuos.

Cuestionario

El cuestionario general incluía el General Health Questionnaire en su versión de 12 enunciados (GHQ-12) validado en español según ha sido descrito por Lobo y Muñoz ¹⁰. En el GHQ-12 los enunciados se pueden clasificar como positivos o negativos. Se considera que un enunciado es positivo (6 ítems) si se refiere a la salud. Sus opciones de respuesta oscilan desde “más que lo habitual” a “mucho menos que lo habitual”. Si el enunciado se refiere a la enfermedad el enunciado es negativo (6 ítems). Las opciones de respuesta varían entre “no, en absoluto” a “mucho más que lo habitual”. Se ha utilizado el sistema de medición según la escala de cuatro puntos de Likert. Las puntuaciones para cada respuesta del GHQ-12 oscilan entre 0 y 3, con un rango de variación global de 0 a 36. El punto de corte empleado para definir a los sujetos como “caso” fue de 12 o superior ¹².

Análisis estadístico

En una primera fase se ha realizado un análisis descriptivo de la distribución de las puntuaciones de cada pregunta y de la puntuación global. Se ha estimado el porcentaje de individuos con mayor puntuación (efecto techo) y con menor puntuación (efecto suelo). Posteriormente se ha evaluado la fiabilidad o consistencia interna mediante el coeficiente de alfa de Cronbach y se ha realizado un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) empleando el método de análisis de componentes principales. Los criterios para seleccionar el número de factores fueron los valores de los eigenvalues (valor mínimo próximo a 1) y su

representación gráfica (scree plot). Para identificar y caracterizar dichos factores se utilizó una rotación oblicua (promax=2). Aunque la rotación “promax” es similar a la “oblimin” hemos preferido la “promax” porque es, a nivel computerizado, más veloz para grandes bases de datos ¹²². Para asignar un ítem a un factor determinado se seleccionaron cargas factoriales iguales o superiores a 0,4 ¹²³.

Posteriormente se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con cuatro modelos de estructura factorial: 1) unidimensional; 2) bidimensional: enunciados positivos y negativos; 3) tridimensional según la propuesta de Graetz ²⁵: ansiedad y depresión (4 enunciados negativos, ítems 2,5,6,9), anhedonia y disfunción social (6 enunciados positivos, ítems 1,3,4,7,8,12) y pérdida de confianza o autoestima (2 enunciados negativos, ítems 10,11); 4) dimensionalidad obtenida a través del AFE.

Hemos considerado realizar un AFE previo al AFC por varios motivos. El primero es que existen relativamente pocos estudios que presenten resultados de Análisis Factoriales Exploratorios en población adolescente ²¹⁻²³ y sólo uno de dichos estudios ha sido realizado en adolescentes españoles ²¹. En segundo lugar, la mayoría de los AFC realizados en adolescentes consideran que el modelo que mejor se ajusta es el tridimensional descrito por Graetz ²⁵, que proviene de un estudio realizado en población adulta. Dado que el AFC sólo valora los modelos especificados a priori, hemos querido introducir entre ellos un modelo que resulte de una población de la edad y la localización geográfica que estamos estudiando.

La selección del resto de los modelos se formuló en base a la revisión bibliográfica del tema. El modelo que ha sido más respaldado por los estudios que han realizado un AFC ha sido el descrito por Graetz ^{16-18,25,28,29}. El interés de introducir el modelo unidimensional radica en que el GHQ-12 fue diseñado como una escala global y además algunos autores que obtienen

diferentes dimensiones empleando el AFC siguen recomendando emplearlo como una herramienta de la que obtener una puntuación uniforme ^{17,18}. Otros autores han valorado la posible existencia de dos dimensiones, una que incluiría los enunciados positivos y otra los negativos ¹²⁴ e incluso se ha estudiado la posible existencia de un sesgo de respuesta para los enunciados negativos ¹²⁵. Por último, French y Tait ¹⁸ también sugieren que si se agrupa el primer y tercer factor del modelo descrito por Graetz ²⁵, entre los que encuentran unas correlaciones elevadas se obtiene un modelo bidimensional de ítems positivos y negativos.

Los parámetros del AFC se estimaron mediante mínimos cuadrados generalizados a partir de la matriz de covarianza asintótica (el uso de la matriz asintótica relaja las hipótesis sobre la distribución de las variables observadas, y mejora el ajuste y los estadísticos utilizados en los tests ¹²⁶). Se consideraron varios indicadores de la bondad de ajuste para evaluar los modelos.

El Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) que mide la discrepancia entre la matriz de covarianzas observada y la ajustada por el modelo ¹²⁷. Un valor de RMSEA <0,05 se considera un buen ajuste, y un valor de RMSEA <0,08 se considera razonable. El Comparative Fit Index (CFI) y el Goodness of Fit Index (GFI) valoran la mejora en el ajuste de un modelo en comparación con un modelo más sencillo ¹²⁸, en general, se compara con el modelo que asume independencia entre los ítems. Estos índices toman valores entre 0 y 1 y se consideran aceptables valores >0,95 ¹²⁹. El Expected Cross Validation Index (ECVI) también es útil para comparar modelos entre sí ¹³⁰, un valor más bajo indica un mejor ajuste del modelo. De forma similar se utiliza el Akaike Information Criterion (AIC) que penaliza la verosimilitud por el número de parámetros en el modelo. Un modelo con menor AIC se considera más plausible que otro con mayor AIC. Finalmente, para el modelo con mejor ajuste estimamos los errores estándar y los valores de t de las cargas factoriales.

Los análisis descriptivos y el AFE se realizaron con SPSS (Statistical Package for Social Sciences) 16.0 para Windows (2008 SPSS Inc., Chicago, IL, USA) y el AFC con LISREL versión 8.8 para Windows (Scientific Software Internacional Inc., Lincolnwood, IL, USA).

3.2. Resultados

La edad media de los participantes del estudio fue de 16,3 años (con un rango de 13,7 a 18,7 años) y un 51,6 % eran mujeres.

El valor medio del GHQ12 fue de 10,9 (DE=5,3). Para un punto de corte ≥ 12 , el 38,5% fueron considerados como casos. En la Tabla 1 podemos apreciar el valor medio de respuesta para cada ítem. También se presentan los porcentajes de cada opción de respuesta (0,1,2,3).

Los ítems con un valor medio mayor fueron el 1, 2 y 5, y entre ellos, el ítem 5 “¿Se ha notado constantemente agobiado y en tensión?” es el que obtiene la puntuación más elevada.

El 0,2% de la muestra tenía 0 puntos en la escala global y sólo una persona obtuvo la puntuación máxima.

El alfa de Cronbach como medida de la consistencia Interna del GHQ-12 fue de 0,82. En la Tabla 2 podemos observar la correlación entre cada uno de los ítems con la escala, y los valores del alfa de Cronbach si eliminamos el ítem correspondiente. El enunciado 4 “¿Se ha sentido capaz de tomar decisiones?” es el que presentaba el coeficiente de correlación más bajo (0,358). Para el resto de los ítems las correlaciones con la escala global oscilaron entre 0,492 y 0,742. Los valores del alfa de Cronbach no se modificaron sustancialmente al eliminar el ítem correspondiente.

El AFE describió una estructura tridimensional. Todas las cargas factoriales que permiten asignar un ítem a un determinado factor superaron el 0,4. (Tabla 3). El primer factor incluiría los ítems 1, 2, 5, 6, 7 y 9, explicando el 34,7% de la varianza. El segundo factor incluiría los ítems 3, 10 y 11, explicaría el 10,9%, y el tercero incluiría los ítems 4, 8 y 12, explicando el 8,2%. El conjunto de los tres factores explicaría el 53,7% de la varianza.

En el AFC todos los modelos obtuvieron un valor menor de 0,08 para el índice RMSEA y obtuvieron valores aceptables en el resto de los indicadores, pero sólo el modelo tridimensional de Graetz ²⁵ alcanzó el punto de corte de RMSEA de <0,06 (Tabla 4). En general con este modelo se obtuvieron mejores resultados en todos los índices de bondad del ajuste. El modelo derivado del AFE es el que obtiene los segundos mejores índices de ajuste, mientras que el unidimensional obtuvo los peores valores. Para el modelo tridimensional de Graetz ²⁵ los valores t de las cargas factoriales fueron estadísticamente significativos (Tabla 5).

En el modelo tridimensional propuesto por Graetz ²⁵ se observaron altas correlaciones entre los factores (Figura 1). Éstas fueron del orden de 0,84 entre el primer y tercer factor, de 0,74 entre el segundo y el tercero y de 0,72 entre el primero y el segundo. Dada la alta correlación existente entre el primer y tercer factor se comprobó un modelo anidado de dos factores. El Chi cuadrado de la diferencia fue de 314,3 con 2 grados de libertad por lo que el modelo con tres factores fue el preferido. Resultados similares se obtuvieron cuando el modelo fue comparado con otros modelos anidados.

3.3. Discusión

Los resultados de este estudio muestran que en adolescentes españoles el GHQ-12 tiene una alta consistencia interna y que la estructura de tres factores propuesta por Graetz ²⁵ presenta el mejor ajuste en el AFC. Sin embargo las altas correlaciones halladas entre los factores pueden cuestionar el empleo del GHQ-12 como una escala multidimensional.

El valor del alfa de Cronbach obtenido en nuestro trabajo de 0,824 es satisfactorio y es consistente con los valores en el rango de 0,81 a 0,88 obtenidos en otros estudios de población adolescente sana ^{14,18,19,21-23}. No hemos calculado el alfa de Cronbach de las diferentes subescalas porque su uso es controvertido cuando la escala a valorar está compuesta de pocos ítems. Este es el caso de los factores 2 y 3 del AFE, porque cada uno está compuesto únicamente de 3 ítems, que se considera la magnitud mínima para una escala que tenga el objetivo de explorar un factor ¹³¹. Además consideramos que la fiabilidad de un test analizada con el alfa de Cronbach tiene sentido únicamente cuando está compuesto por un número de ítems combinados para representar a una única puntuación global aditiva y éste no es el caso de nuestras subescalas. El valor medio del GHQ-12 también ha sido similar a lo obtenido en otros estudios llevados a cabo en poblaciones de adolescentes sanos ^{18,22}. Hasta donde conocemos, la mayoría de los artículos que han valorado la validez y/o fiabilidad del GHQ-12 en adolescentes están basados en muestras comunitarias de población sana, como la nuestra. Los efectos suelo/techo de la escala global fueron pequeños.

En el AFE del GHQ-12 se ha obtenido una estructura tridimensional. La primera dimensión incluye los ítems 1, 2, 5, 6, 7, 9. La segunda dimensión los ítems 3, 10 y 11, que coincide con la dimensión de “pérdida de confianza” de Graetz ²⁵ más el ítem 3. La tercera dimensión del

AFE incluye los ítems 4, 8 y 12. Este modelo tridimensional explica el 53,7 % de la varianza. López-Castedo y Fernández ²¹ en un AFE de población adolescente española obtuvieron un modelo bidimensional. El primer factor (ansiedad) incluía los ítems 1, 2, 5, 6, 9, 10, 11 y el segundo (disfunción social) incluía al 3, 4, 7, 8 y 12. Este modelo guarda muchas similitudes con el que hemos obtenido en nuestro estudio. Con la excepción de los ítems 3 y 7 nuestras dos primeras dimensiones coinciden con la dimensión “ansiedad” descrita por López-Castedo y Fernández ²¹. Sin embargo la varianza explicada por su modelo bidimensional (37,8%) es moderadamente inferior a la obtenida en nuestro estudio.

Politi et al. ²³ en una población de varones de 18 años también detectaron dos dimensiones que explicaban el 46,7% de la varianza: “disforia” que incluía los ítems 2, 5, 6, 9, 10, 11 y 12 y la dimensión “disfunción social” que incluía los ítems 1, 3, 4, 7, 8 y 12. Podemos observar que este modelo es también similar al de López-Castedo y Fernández ²¹.

Li et al.²² identificaron en adolescentes chinos dos factores que explicaban el 53,3% de la varianza. El primero incluía los ítems 1, 3, 4, 7, 8 y 12 y el segundo el 2, 5, 6, 9, 10 y 11. Podemos observar que su modelo divide a los ítems en positivos y negativos y prácticamente coincide con el modelo obtenido por Politi et al.²³. Con la excepción de los ítems 1, 3 y 7, nuestras dos primeras dimensiones coinciden con su segundo factor.

Pocos estudios en población adolescente han examinado el GHQ-12 mediante un AFC ^{17,18,22}. Por lo que nosotros sabemos, nuestro estudio es el primero que incorpora esta medición en adolescentes del sur de Europa. En el estudio de Li et al.²² los modelos que mejor ajustaron en el AFC fueron el de dos dimensiones y 8 ítems descrito por Kalliath et al.¹³² seguidos por el modelo tridimensional de Worsley and Gribbin ¹³³ y el tridimensional de 12 ítems descrito por Graetz ²⁵. En el AFC de nuestro estudio, el modelo que obtiene un mejor ajuste es el

tridimensional de Graetz ²⁵. Los resultados de los índices de modificación de la matriz de cargas factoriales y el error de medida de la matriz de covarianzas muestra que no había ninguna vía adicional que pudiese mejorar significativamente el ajuste del modelo estructural testado.

Este resultado es consistente con lo observado en otros estudios en población adolescente ^{17,18}. Sin embargo, en lo que se refiere a la validez y/o utilidad de las diferentes dimensiones, no existe un claro consenso. Las altas correlaciones entre los factores observadas en el AFC, que también han sido evidenciadas en otros estudios ^{17,18}, sugieren una falta de independencia entre ellos y pueden ser explicadas por el hecho de que las diferentes afecciones psicológicas presentan síntomas y signos comunes. Por ejemplo, tanto la ansiedad como la depresión pueden producir insomnio. A su vez, la depresión puede producir una pérdida de la autoestima y del funcionamiento social. También se considera que el estrés crónico es uno de los factores que pueden contribuir a desarrollar una depresión. Este límite desdibujado entre diferentes factores de malestar psicológico, junto con la evidencia estadística de las altas correlaciones entre las dimensiones, justificarían el empleo del GHQ-12 como un instrumento del que extraer una valoración global y no asignarle demasiado valor a las diferentes dimensiones.

Aunque algunos autores han investigado sobre la posible existencia de un sesgo de respuesta entre los enunciados positivos y negativos, nosotros no hemos encontrado ningún estudio, incluyendo el nuestro, en que el modelo que mejor ajustase en el AFC fuese el bidimensional de enunciados positivos y negativos. French y Tait ¹⁸ en un AFC realizado en una muestra de adultos encontraron que el modelo que mejor ajustaba era el tridimensional de Graetz ²⁵, pero las correlaciones entre la primera y tercera dimensiones (enunciados negativos) eran mucho

más altas que con la segunda dimensión (enunciados positivos). Por todo ello sugirieron la posibilidad de un sesgo en los enunciados negativos. Sin embargo en nuestro estudio, aunque las correlaciones también son mayores entre el primer y tercer factor, éstas eran sólo levemente superiores a las obtenidas con el segundo factor. Cheung ²⁸ en una población de mayor edad incluso obtuvo mayores correlaciones entre el segundo y tercer factor que entre el primero y el segundo. Sin embargo, consideramos interesante que este importante aspecto, que está fuera de nuestros objetivos actuales, sea evaluado en profundidad en posteriores análisis de los datos.

En nuestro estudio, el modelo que muestra un mejor ajuste en el AFC no es el que resultó de nuestro propio AFE. Esta situación no es infrecuente ¹³⁴ ya que las posibles fuentes de desajuste del modelo no están presentes en el AFE. En el AFC lo habitual es suponer que cada ítem satura un único factor, mientras que en el AFE se permite que cada ítem dependa de todos los factores comunes, algo que hace difícil la interpretación de los resultados. Además, el AFE no es una técnica que permita la evaluación del modelo, ya que la identificación de los factores está basada en unos puntos de corte arbitrarios, y no es posible valorar los resultados mediante criterios de bondad de ajuste. En el contexto del GHQ, Li et al. ²² observaron resultados similares.

Nuestro estudio tiene algunas limitaciones. Aunque la tasa de respuesta fue bastante alta, es posible que la ausencia de alumnos a clase el día de la realización de la encuesta estuviese relacionada con algún problema de salud que pudiese afectar al GHQ-12. Sin embargo dado que únicamente el 8,3% de los estudiantes estuvieron ausentes el día de la encuesta, esta posible circunstancia habría tenido un impacto modesto en los resultados de las características psicométricas del GHQ-12.

La principal fortaleza del estudio se basa en su gran tamaño muestral y en el hecho de que sea representativo de todos los estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria escolarizados en la región de Madrid. Precisamente tener una base poblacional facilitó una mayor variación de la puntuación del GHQ-12 y que sus resultados pudieran ser extrapolables a otras poblaciones de similares características.

En conclusión, el GHQ-12 en una población adolescente del sur de Europa presenta buenas propiedades psicométricas. Además, la estructura factorial que mostró un mejor ajuste de los datos en el AFC fue el modelo tridimensional de Graetz ²⁵. Sin embargo las altas correlaciones observadas entre los factores sugieren que el GHQ-12 debería ser empleado como una escala unidimensional, como se realiza actualmente.

Tabla 1. Valor medio y desviación estándar de las respuestas a cada ítem del GHQ-12, porcentaje de sujetos clasificados como casos y porcentaje de respuestas para cada opción e ítem

Ítems del GHQ-12	Media	DE ^a	Puntuación ^b			
			0	1	2	3
			%	%	%	%
1) ¿Ha podido concentrarse bien en lo que hacía?	1,14	0,58	8,1	71,8	17,5	2,7
2) ¿Sus preocupaciones le han hecho perder mucho sueño?	1,02	0,91	34,6	34,4	24,9	6,1
3) ¿Ha sentido que está desempeñando un papel útil en la vida?	0,99	0,58	14,8	73,4	9,3	2,6
4) ¿Se ha sentido capaz de tomar decisiones?	0,76	0,58	30,7	63,0	5,4	1,0
5) ¿Se ha notado constantemente agobiado y en tensión?	1,32	0,93	22,7	31,9	35,3	10,1
6) ¿Sensación de que no puede superar sus dificultades?	0,99	0,93	37,5	32,3	23,9	6,4
7) ¿Ha disfrutado de sus actividades normales de cada día?	0,98	0,58	16,8	69,3	12,8	1,1
8) ¿Ha hecho frente adecuadamente a sus problemas?	0,94	0,6	19,5	67,7	11,4	1,4
9) ¿Se ha sentido poco feliz o deprimido?	0,92	0,97	45,2	23,7	24,8	6,3
10) ¿Ha perdido confianza en sí mismo?	0,54	0,82	64,2	19,5	13,5	2,7
11) ¿Ha pensado que usted no vale para nada?	0,37	0,75	75,9	13,6	7,5	3,0
12) ¿Se siente razonablemente feliz considerando todas las circunstancias?	0,91	0,63	22,5	64,9	10,8	1,8
Puntuación global	10,94	5,31				
Clasificados como casos (puntuación ≥ 12) %	38,5%					

^a DE: Desviación estándar

^b Puntuaciones mayores indican una situación peor para cada ítem

Tabla 2. Correlación entre los ítems y la escala global del GHQ-12. Valores de alfa de Cronbach al eliminar el ítem correspondiente

Ítems del GHQ-12	Correlación del ítem con la escala global	Alfa de Cronbach al eliminar el ítem
1) ¿Ha podido concentrarse bien en lo que hacía?	0,499	0,817
2) ¿Sus preocupaciones le han hecho perder mucho sueño?	0,591	0,814
3) ¿Ha sentido que está desempeñando un papel útil en la vida?	0,495	0,817
4) ¿Se ha sentido capaz de tomar decisiones?	0,358	0,826
5) ¿Se ha notado constantemente agobiado y en tensión?	0,639	0,809
6) ¿Sensación de que no puede superar sus dificultades?	0,701	0,800
7) ¿Ha disfrutado de sus actividades normales de cada día?	0,507	0,816
8) ¿Ha hecho frente adecuadamente a sus problemas?	0,492	0,817
9) ¿Se ha sentido poco feliz o deprimido?	0,742	0,795
10) ¿Ha perdido confianza en sí mismo?	0,690	0,801
11) ¿Ha pensado que usted no vale para nada?	0,656	0,804
12) ¿Se siente razonablemente feliz considerando todas las circunstancias?	0,562	0,812
Alfa de Cronbach	0,824	

Tabla 3. Análisis Factorial Exploratorio. Cargas factoriales para cada ítem y varianza explicada

Ítems del GHQ-12	Cargas factoriales		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1) ¿Ha podido concentrarse bien en lo que hacía?	0,50		
2) ¿Sus preocupaciones le han hecho perder mucho sueño?	0,72		
3) ¿Ha sentido que está desempeñando un papel útil en la vida?		0,55	
4) ¿Se ha sentido capaz de tomar decisiones?			0,72
5) ¿Se ha notado constantemente agobiado y en tensión?	0,70		
6) ¿Sensación de que no puede superar sus dificultades?	0,47		
7) ¿Ha disfrutado de sus actividades normales de cada día?	0,54		
8) ¿Ha hecho frente adecuadamente a sus problemas?			0,63
9) ¿Se ha sentido poco feliz o deprimido?	0,54		
10) ¿Ha perdido confianza en sí mismo?		0,75	
11) ¿Ha pensado que usted no vale para nada?		0,80	
12) ¿Se siente razonablemente feliz considerando todas las circunstancias?			0,41
% de varianza explicada por cada factor.	34,7%	10,9%	8,2%
% de varianza explicada por los tres factores: 53,7%			

Tabla 4. Análisis Factorial Confirmatorio. Índices de bondad del ajuste para cada uno de los modelos

Modelos ¹	X ²	GL	RMSEA (IC 90%)	GFI	CFI	ECVI	AIC
Unidimensional	1370,9	54	0,077 (0,073-0,080)	0,98	0,96	0,34	1418,9
Bidimensional (ítems positivos y negativos)	1041,6	53	0,067 (0,064-0,071)	0,99	0,97	0,26	1095,6
Tridimensional (Graetz ²⁵)	774,61	51	0,057 (0,054-0,061)	0,99	0,98	0,19	798,1
Tridimensional (AFE)	801,21	51	0,062 (0,058-0,065)	0,99	0,98	0,22	909,2

X²: Chi cuadrado; GL: Grados de Libertad; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; GFI: Goodness of Fit Index; CFI: Comparative Fit Index; ECVI: Expected Cross Validation Index; AIC: Akaike Information Criterion; AFE: Análisis Factorial Exploratorio.

¹ Modelos:

Unidimensional: Factor 1: 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12

Bidimensional: Factor 1: 1, 3, 4, 7, 8, 12; Factor 2: 2, 5, 6, 9, 10, 11

Tridimensional (Graetz²⁵): Factor 1: 2, 5, 6, 9; Factor 2: 1, 3, 4, 7, 8, 12; Factor 3: 10, 11

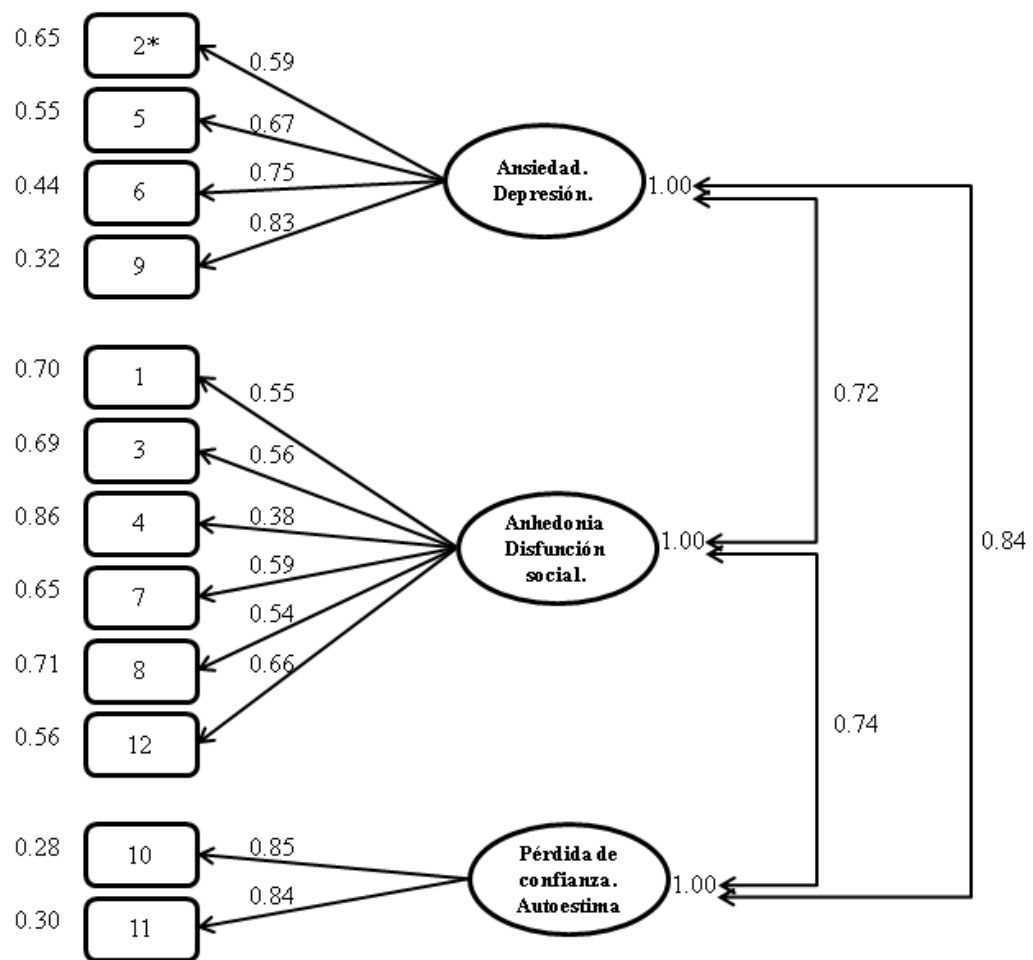
Tridimensional (AFE) : Factor 1: 1, 2, 5, 6, 7, 9; Factor 2: 3, 10, 11; Factor 3: 4, 8, 12

Tabla 5. Análisis Factorial Confirmatorio del modelo de Graetz²⁵. Valores de t y errores estándar para las cargas factoriales

Ítems del GHQ-12	Cargas factoriales (Error estándar) Valor de t		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1) ¿Ha podido concentrarse bien en lo que hacía?	0,55 ^a (0,02 ^b) 24,99 ^c		
2) ¿Sus preocupaciones le han hecho perder mucho sueño?		0,59 (0,02) 38,76	
3) ¿Ha sentido que está desempeñando un papel útil en la vida?	0,56 (0,02) 25,30		
4) ¿Se ha sentido capaz de tomar decisiones?	0,38 (0,02) 15,43		
5) ¿Se ha notado constantemente agobiado y en tensión?		0,67 (0,01) 50,73	
6) ¿Sensación de que no puede superar sus dificultades?		0,75 (0,01) 62,80	
7) ¿Ha disfrutado de sus actividades normales de cada día?	0,59 (0,02) 31,28		
8) ¿Ha hecho frente adecuadamente a sus problemas?	0,54 (0,02) 25,63		
9) ¿Se ha sentido poco feliz o deprimido?		0,83 (0,01) 82,06	
10) ¿Ha perdido confianza en sí mismo?			0,85 (0,01) 64,95
11) ¿Ha pensado que usted no vale para nada?			0,84 (0,01) 100,02
12) ¿Se siente razonablemente feliz considerando todas las circunstancias?	0,66 (0,02) 36,35		

^a Cargas factoriales estimadas; ^b Error estándar; ^c Valor de t

Figura 1. Diagrama de flujo del modelo tridimensional propuesto por Graetz²⁵. Se presentan de izquierda a derecha la varianza del ítem no explicada por su factor, las correlaciones de los ítems con su factor correspondiente, y las correlaciones entre los distintos factores



*Número de ítem.

**4. COMPORTAMIENTOS DE RIESGO Y SALUD MENTAL:
ASOCIACIONES INDIVIDUALES Y AGREGADAS EN
ADOLESCENTES ESPAÑOLES**

4.1. Métodos

Diseño y población del estudio

Los datos proceden del Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo de Enfermedades No Transmisibles (SIVFRENT) en población adolescente. Este sistema monitoriza los principales estilos de vida relacionados con la salud en una muestra representativa de los estudiantes de 4º curso de Enseñanza Secundaria Obligatoria de la Comunidad de Madrid (España) ¹²¹. En España la Enseñanza Secundaria Obligatoria consiste en 4 cursos académicos entre las edades de 11 ó 12 años hasta los 15 ó 16.

Los centros se estratificaron según zona geográfica (Madrid capital y resto de municipios) y titularidad del centro (pública y privada), con probabilidad de selección proporcional al número de alumnos matriculados. Se seleccionaron aleatoriamente dos aulas por centro escolar. El cuestionario se rellenó por los estudiantes en el aula en presencia de personal entrenado. El tiempo medio necesario para completar el cuestionario fue de 35 minutos. La participación de los centros escolares y alumnos fue voluntaria tras obtener consentimiento informado. La información se recogió en 2008 y 2009 en 94 centros escolares y 185 aulas.

La tasa de respuesta de los colegios fue 81,3% y la de alumnos del 91,6%; en total, 8,3% de los estudiantes no participó por ausentarse de clase el día de la encuesta y 0,1% por negativa a participar. La respuesta global del estudio (centros y alumnos) fue del 74,5%.

Inicialmente se obtuvo información de 4244 estudiantes. Cuando los participantes no proporcionaron información sobre el nivel educativo o trabajo de sus padres o sobre su propio peso y talla para calcular el Índice de Masa Corporal (IMC) estos valores perdidos se codificaron como una categoría adicional de "no respuesta" que fue tomada en cuenta para el

análisis (Tablas 1 y 2). Para el resto de las variables, faltaba información en el 3,7% de los sujetos, que fueron excluidos del análisis y 0,8% cuestionarios fueron anulados por inconsistencias en las respuestas. Por todo ello, la muestra final para el análisis incluyó a 4054 individuos.

Variables de estudio

La salud mental se valoró mediante el General Health Questionnaire (GHQ-12), validado para su uso en español ¹⁰. Además, este cuestionario ha demostrado buenas propiedades psicométricas en la muestra participante en este estudio ¹³⁵.

El GHQ-12 según la descripción de Goldberg et al. ²⁴ consta de 12 preguntas sobre los siguientes temas: pérdida de concentración, pérdida de sueño, desempeño de un papel útil en la vida, toma de decisiones, sensación de agobio y tensión, superación de dificultades, disfrute de las actividades cotidianas, afrontamiento de los problemas, sensación de depresión, pérdida confianza en uno mismo, duda sobre la propia valía y sensación de felicidad.

Cada pregunta tiene cuatro opciones de respuesta. Las respuestas se han valorado con un método de puntuación binario, también llamado clásico, en el que las opciones “no, en absoluto” o “no más que lo habitual” reciben 0 puntos y “algo más que lo habitual” o “mucho más que lo habitual” reciben 1 punto. El rango de la escala global es de 0 a 12 puntos. Hemos utilizado un punto de corte ≥ 3 para identificar a los individuos con posible malestar psicológico ²⁴.

Las variables sociodemográficas recogidas fueron la edad, el sexo, el lugar de nacimiento, la convivencia con los padres, la convivencia con los hermanos y la situación laboral y nivel de estudios de los padres.

Respecto a factores conductuales, se preguntó sobre la realización de 19 tipos de actividad física. Se identificó a las personas que realizaban actividad física de intensidad vigorosa (>5 METs –equivalentes del gasto metabólico basal-) tres o más veces por semana. Mediante un cuestionario breve de frecuencia de consumo de alimentos se estimó el consumo de frutas y verduras, clasificando a los sujetos según consumieran tres o más raciones de frutas o verduras al día o menos de dicha cantidad. Además, los estudiantes reportaron el consumo de tabaco, y se les clasificó según su consumo actual como fumadores (con cualquier frecuencia de consumo) o como no fumadores.

La ingesta de alcohol se evaluó mediante un cuestionario sobre la cantidad-frecuencia de consumo habitual de 8 tipos de bebidas alcohólicas donde especificaba si ésta producía en días laborables o en fines de semana. A partir de dicho consumo de bebidas alcohólicas se calculó la cantidad total de alcohol ingerida en gramos por día. Se consideró bebedor de alto riesgo al que cumplía al menos uno de los siguientes criterios: a) consumir de forma habitual ≥ 40 gramos/día (en hombres) o ≥ 24 gramos/día (en mujeres); b) haber tenido un episodio de “binge drinking” en los últimos 30 días (el “binge drinking” se definió como el consumo de ≥ 6 unidades de bebida estándar en una sola sesión); y c) tener algún episodio de borrachera en los últimos 12 meses. Se consideraron como consumidores de drogas a los que habían consumido algún tipo de sustancia ilegal en los últimos 12 meses.

Se recogió además información sobre tres conductas de riesgo de trastornos del comportamiento alimentario en los últimos 12 meses: 1) estar sin comer 24 horas o más para

perder peso o controlar la figura, 2) vómitos provocados para perder peso o controlar la figura y 3) uso de laxantes, diuréticos o píldoras adelgazantes para perder peso o controlar la figura. Los sujetos se clasificaron en tres categorías según tuvieran 0, 1, 2-3 de estas conductas. A partir de datos reportados, se calculó el índice de masa corporal (IMC) como el peso reportado en kg dividido por el cuadrado de la talla en m; los sujetos se clasificaron como normopesos, con bajo o muy bajo peso, con sobrepeso y como obesos según las tablas de referencia de la OMS para niños y adolescentes en edad escolar ¹³⁶. Finalmente, los estudiantes informaron sobre su imagen corporal: si se percibían muy delgados, delgados, con el peso adecuado, o con sobrepeso u obesidad.

Se creó una variable de agregación de los cuatro comportamientos de riesgo siguientes: insuficiente actividad física vigorosa, escaso consumo de frutas/verduras, consumo de tabaco y consumo de alcohol de alto riesgo. Dado que los cuatro factores de riesgo estaban presentes en sólo 158 individuos, se decidió agrupar las categorías 3 y 4.

Análisis estadístico

Se calculó la prevalencia de sujetos con malestar psicológico (puntuación GHQ-12 ≥ 3) y sus intervalos de confianza (IC) del 95%. Posteriormente se usaron modelos de regresión logística para calcular las odds ratio (OR) e IC 95% de malestar psicológico según las variables sociodemográficas y las conductas de riesgo. Los modelos de regresión se ajustaron por todas las variables simultáneamente.

Para estudiar la asociación entre la agregación de conductas de riesgo y el malestar psicológico se construyeron tres modelos de regresión logística secuenciales. Primero, un modelo crudo (modelo A); segundo, un modelo en el que se ajustaba por las variables

sociodemográficas: edad, sexo, lugar de nacimiento, convivencia con los padres, convivencia con hermanos, situación laboral y nivel de estudios de los padres (modelo B) y tercero, un modelo en el que se ajustaba adicionalmente por consumo de drogas ilegales, conductas relacionadas con trastornos del comportamiento alimentario, IMC e imagen corporal (modelo C). Se testó si las asociaciones de interés variaban con la edad y el sexo mediante likelihood ratios test que comparaban modelos con términos de interacción (productos del sexo y la edad por las conductas de riesgo) y modelos sin ellos. Se calcularon las p de tendencia lineal para las variables: trastornos del comportamiento alimentario y agregación de factores de riesgo.

Los análisis se realizaron con el módulo “Survey Data” de Stata v.11.0 para Windows (1984-2010 StataCorp, Texas, USA), que tiene en cuenta el diseño muestral complejo del estudio.

4.2. Resultados

El 37,0% de los participantes (45,4% de las chicas y el 28,1% de los chicos) presentaban malestar psicológico (GHQ-12 ≥ 3). La frecuencia de malestar psicológico fue más alta en inmigrantes (44,9%, IC 95%: 40,5-49,3), que en los nacidos en España (35,7%, IC 95%: 33,8-37,7) (Tabla 1).

En los análisis multivariados, la frecuencia de malestar psicológico fue mayor en las chicas, los nacidos fuera de España, y en los que vivían en una familia no biparental (Tabla 1). También fue mayor en los que realizaban insuficiente actividad física, en fumadores y en consumidores de drogas ilegales. Además, la frecuencia de malestar psicológico mostró una relación dosis-respuesta positiva con el número de conductas de riesgo de trastornos del

comportamiento alimentario (p tendencia lineal $<0,001$). También se asoció tanto con una imagen corporal delgada o muy delgada como con la percepción de sobrepeso u obesidad (Tabla 2). Comparados con los adolescentes normopesos, la frecuencia de malestar psicológico era menos frecuente entre los adolescentes con sobrepeso tras controlar por los principales factores de confusión (odds ratio (OR), 0,65; 95% CI: 0,50-0,84) (Tabla 2).

El consumo de tabaco mostró una asociación más fuerte con el malestar psicológico entre los más jóvenes con OR de 1,80 (IC 95%: 1,28-2,52) a los 15 años, 0,99 (IC 95%: 0,73-1,35) (p de interacción=0,003) a los 16 y 1,37 (IC 95%: 0,94-2,02) a los 17 años; además, la inactividad física mostró mayor asociación con el malestar psicológico entre los chicos que entre las chicas (p de interacción=0,044) con OR de 1,61 (IC 95%: 1,17-2,20) para los chicos y de 1,09 (IC 95%: 0,88-1,36) para ellas.

La presencia de malestar psicológico se asoció con la agregación de factores conductuales de riesgo clásicos (insuficiente actividad física, escaso consumo de frutas y verduras, consumo de tabaco y consumo de alcohol de alto riesgo). La tabla 3 muestra que, en un modelo crudo, la frecuencia de malestar psicológico es mayor en los adolescentes con 2 conductas de riesgo simultáneamente (OR 1,75; IC 95%: 1,45-2,12) y aún mayor en los que tienen 3-4 conductas (OR 2,22; IC 95%: 1,82-2,71). Tras ajustar por variables sociodemográficas los OR disminuyeron a 1,67 y 1,99 respectivamente. Finalmente, al ajustar además por consumo de drogas ilegales, trastornos del comportamiento alimentario, imagen corporal e IMC, los OR pasaron a ser de 1,47 (IC 95%: 1,19-1,82) en aquellos con 2 comportamientos de riesgo y de 1,56 (IC 95%: 1,21-2,01) en aquellos con 3-4 conductas de riesgo (p tendencia lineal $<0,001$).

4.3. Discusión

La salud mental de los adolescentes se asocia con algunas variables sociodemográficas y en especial con comportamientos saludables. El sexo femenino, ser inmigrante, vivir en hogares no biparentales, la insuficiente actividad física, el consumo de tabaco y drogas ilegales, las conductas de riesgo de trastornos del comportamiento alimentario y la percepción negativa de la imagen corporal se asocian al malestar psicológico. Además, la agregación de conductas clásicas de riesgo muestra un gradiente creciente con la frecuencia de malestar psicológico.

La asociación del sexo femenino con el malestar psicológico es consistente con la mayoría de la literatura ^{71,74}. Aparentemente las diferencias en la salud mental entre los dos sexos se desarrollan durante la adolescencia. A los 13-15 años de edad se aprecia un ligero exceso en la frecuencia de depresión entre las chicas, y a partir de dicha edad las diferencias ya son muy evidentes ⁷⁴. Ello podría deberse a que las adolescentes se preocupan más por sus relaciones sociales y experimentan mayor estrés y que el efecto de ambas variables sobre la sintomatología depresiva es mayor en las chicas ⁷².

Es interesante señalar que los adolescentes nacidos fuera de España presentan más malestar psicológico. Los estudios publicados no muestran resultados concluyentes sobre los adolescentes de primera generación ⁶⁵. Esto puede deberse a la heterogeneidad de sus lugares de origen y de las características personales de los sujetos estudiados, aunque es razonable suponer que la emigración puede dificultar el rendimiento académico o aumentar la percepción de discriminación ⁶⁵. La población inmigrante ha crecido de forma considerable

en los últimos años y en la actualidad uno de cada siete adolescentes ha nacido fuera de España. Por ello, futuros estudios deberían mejorar el conocimiento sobre este campo.

Al igual que en estudios previos ⁷⁶, no convivir con ambos progenitores se asoció con un mayor riesgo de malestar psicológico. Este hecho es destacable por dos motivos. Primero, el creciente aumento de modelos familiares distintos del biparental y segundo, su gran impacto porque casi uno de cada dos adolescentes que no conviven con ambos progenitores muestra una puntuación ≥ 3 en el GHQ-12.

Es sabido que el ejercicio físico mejora la autoestima de los adolescentes ⁶³, pero sus posibles beneficios sobre la ansiedad y la depresión no se han establecido de forma concluyente ⁶⁶. Nuestros resultados apoyan el efecto beneficioso del ejercicio físico sobre la salud mental, especialmente entre los hombres. Esto podría explicarse porque los chicos tienen mayor oportunidad para desarrollar habilidades sociales, ya que participan en actividades grupales con más frecuencia que las chicas, que tienen mayor preferencia por actividades individuales ¹³⁷.

La asociación entre consumo de tabaco y el malestar psicológico también coincide con lo reportado en la literatura. Algunos estudios longitudinales ⁴⁴ han mostrado que la relación es bidireccional, esto es que la depresión predice el consumo de tabaco y que fumar predice la depresión. En nuestro estudio, la asociación entre ambas variables fue más fuerte en los más jóvenes, lo que sugiere una mayor vulnerabilidad en la primera etapa de la adolescencia, cuando aumentan rápidamente los síntomas depresivos ⁴⁵.

Los adolescentes que abusan del alcohol sufren frecuentemente trastornos relacionados con el consumo de otras sustancias y suelen tener comorbilidad mental ⁸⁴. Asimismo, el abuso de alcohol se asocia a otros factores de riesgo del comportamiento lo que dificulta aislar su

contribución independiente a la salud mental. Quizás por ello, los pocos estudios existentes sobre esta relación presentan grandes diferencias metodológicas que dificultan su comparación e incluso en ocasiones llegan a alcanzar resultados dispares. Boys et al.⁶⁷ reportaron que el consumo regular de alcohol no aumentaba el riesgo de problemas psiquiátricos si no se asociaba al consumo de otras sustancias. Verdurmen et al.⁵⁰ observaron una asociación entre el consumo semanal del alcohol y una peor salud mental en los adolescentes de menor edad. En este mismo sentido, en adolescentes holandeses, se ha reportado una asociación entre el binge drinking y los trastornos de salud mental, pero sólo en los que tenían 12-15 años porque en los de 16-18 años la asociación era inversa⁶⁹. Strandheim et al.⁶⁴, en adolescentes noruegos, observaron una asociación significativa entre el número de intoxicaciones alcohólicas y los problemas de conducta y atención pero la relación no estaba ajustada por otras covariables. Esto es destacable ya que en nuestro estudio hemos encontrado que el consumo de alcohol de riesgo se asociaba con el malestar psicológico en el análisis bivariado; sin embargo, después de ajustar por otras variables (principalmente consumo de tabaco y drogas ilegales) la asociación dejaba de ser significativa.

De forma consistente con nuestros resultados, se considera que el consumo de drogas coexiste de forma simultánea con trastornos del humor, ansiedad y depresión en la adolescencia⁵¹.

Entre los adolescentes las conductas de riesgo de trastornos del comportamiento alimentario se asocian con síntomas depresivos incluso tras controlar por la percepción de la imagen corporal⁵⁶. En nuestro estudio, la imagen corporal mostró una asociación con forma de “J” con el malestar psicológico, donde tanto una imagen de delgadez como de sobrepeso y

obesidad se acompañan de una peor salud mental. Estudios previos⁶⁰ han mostrado que la percepción del propio peso tiene una influencia mayor en la salud mental que el IMC y nuestros resultado apoyan que la percepción de la imagen corporal es mediador o confusor en la relación entre el IMC autoreportado y el malestar psicológico¹³⁸: las odds ratio entre aquellos con sobrepeso antes de controlar por la percepción de la imagen corporal eran de 1,08 (IC 95%: 0,66-1,76) y después de controlar por esta variable eran de 0,65 (IC 95%: 0,50-0,84).

Pocos estudios han analizado la relación existente entre la agregación de conductas clásicas de riesgo y la salud mental de los adolescentes. Aunque se han encontrado asociaciones significativas^{87,89,95}, existen grandes diferencias metodológicas que hacen muy difícil la comparación de los resultados. De entre estos estudios, el más similar al nuestro es el de Pronk et al.⁹⁵ que observaron que la ausencia de depresión estaba significativamente asociada con la adherencia a un mayor número de hábitos saludables, como el ejercicio físico, una dieta equilibrada, un peso saludable, y no fumar. Conviene destacar la gran frecuencia de la agregación de conductas de riesgo en nuestra población donde casi la mitad de los adolescentes tenía dos o más, y de entre ellos alrededor de un 50% presentaban malestar psicológico. Por otro lado, la asociación es robusta pues se mantenía después de controlar por posibles confusores, especialmente las conductas alimentarias y el consumo de drogas ilegales. Estos hallazgos podrían facilitar el desarrollo de intervenciones preventivas dirigidas a múltiples factores de riesgo⁹⁶.

Nuestro estudio tiene varias limitaciones. Al tratarse de un estudio transversal no es posible establecer relaciones causales. Puede que la ausencia de alumnos el día de la encuesta tuviera relación con algún problema de salud mental; sin embargo, dado que el porcentaje de

ausencias no fue elevado (8,3%), no es probablemente que haya tenido un impacto substancial sobre los resultados. Otra limitación es que la información ha sido obtenida de forma reportada, por lo que no es posible descartar cierto sesgo de recuerdo principalmente para las variables IMC reportado, nivel educativo y ocupación de los padres. Este sesgo tendría el posible efecto de infraestimar asociaciones reales. No obstante, conviene mencionar las buenas características psicométricas del GHQ-12 ¹³⁵. Finalmente, la variable de agregación conductas de riesgo se ha construido de forma aditiva, sumando el número de factores de riesgo; aunque ha sido reportado que los índices ponderados no suponen mejora sobre los puramente aditivos ¹³⁹ y además, los índices aditivos han mostrado estar independientemente asociados con el estado de salud ¹³⁹.

La principal fortaleza del estudio consiste en que está basado en una amplia muestra representativa de la población adolescente con una alta tasa de participación. Por lo que sabemos, éste es el primer estudio realizado en países mediterráneos que ha identificado comportamientos de riesgo y determinantes sociodemográficos de la salud mental de los adolescentes, ajustando por todas las variables simultáneamente. Esto ha permitido evaluar la contribución independiente de cada uno de ellos al ajustar por el resto. También hay que señalar que en el análisis de los datos hemos tenido en cuenta las características del diseño muestral.

Concluimos que, en la adolescencia, el malestar psicológico está asociado con los estilos de vida, la imagen corporal y con el comportamiento alimentario. Asimismo, la agregación de conductas clásicas de riesgo se asocia a una peor salud mental. Ello sienta las bases para formular intervenciones de mejora de la salud mental dirigidas simultáneamente a varias conductas de riesgo.

Tabla 1. Prevalencia y odds ratios (OR) de malestar psicológico según variables sociodemográficas

Variablen	N	% (IC 95%)	OR (IC 95%) ^a	Valor de p
Total	4054	37,0 (35,1-39,0)	NA	NA
Sexo				
Hombres	1951	28,1 (25,7-30,4)	1 (ref)	
Mujeres	2103	45,4 (43,0-47,8)	1,70 (1,43-2,02)	<0,001
Edad, años				
15	1515	35,6 (33,1-38,0)	1 (ref)	
16	1700	35,6 (32,9-38,4)	0,91 (0,78-1,06)	0,205
17	839	42,6 (38,7-46,4)	0,99 (0,82-1,20)	0,940
País de nacimiento				
España	3470	35,7 (33,8-37,7)	1 (ref)	
Otro país	584	44,9 (40,5-49,3)	1,35 (1,11-1,65)	0,003
Convivencia con padres				
Familia biparental	3320	35,1 (33,0-37,2)	1 (ref)	
No biparental	734	45,8 (42,4-49,2)	1,30 (1,08-1,57)	0,007
Convive con hermanos				
Sí	3205	36,2 (34,2-38,1)	1 (ref)	
No	849	40,4 (36,4-44,4)	1,04 (0,88-1,24)	0,623
Trabajo del padre				
Trabaja	3650	36,0 (34,0-38,0)	1 (ref)	
No trabaja	300	47,3 (41,8-52,8)	1,23 (0,98-1,54)	0,076
No contesta	104	44,2 (35,5-52,9)	0,87 (0,59-1,27)	0,459
Trabajo de la madre				
Trabaja	2914	37,4 (35,2-39,7)	1 (ref)	
No trabaja	1113	36,0 (33,1-39,0)	0,97 (0,82-1,15)	0,741
No contesta	27	37,0 (18,4-55,6)	0,73 (0,30-1,76)	0,481
Estudios del padre				
Universitarios	1242	34,8 (31,4-38,2)	1 (ref)	
Bachillerato	999	35,7 (32,5-38,9)	1,32 (0,94-1,85)	0,107
Primarios	1086	36,7 (33,5-39,9)	0,93 (0,76-1,15)	0,525
Sin estudios	236	47,5 (40,3-54,6)	0,97 (0,79-1,18)	0,759
No contesta	491	41,1 (36,7-45,6)	1,10 (0,79-1,53)	0,581
Estudios de la madre				
Universitarios	1161	35,0 (31,5-38,5)	1 (ref)	
Bachillerato	1129	35,3 (32,3-38,4)	1,12 (0,78-1,61)	0,542
Primarios	1230	38,7 (35,9-41,5)	1,02 (0,83-1,26)	0,847
Sin estudios	197	46,2 (38,5-53,9)	0,89 (0,72-1,11)	0,315
No contesta	337	38,6 (33,2-44,0)	0,95 (0,67-1,34)	0,763

IC: Intervalo de confianza. NA: No Aplicable.

^aOR calculados mediante regresión logística ajustados por el resto de variables de las tablas 1 y 2

Tabla 2. Prevalencia y odds ratios (OR) de malestar psicológico según conductas y otros factores de riesgo para la salud

Variables independientes	N	% (IC 95%)	OR (IC 95%) ^a	Valor de p
Actividad física vigorosa				
3 ó más días/semana	2882	33,7 (31,5-35,9)	1 (ref)	
Menos 3 días/semana	1172	45,4 (42,5-48,3)	1,23 (1,03-1,47)	0,021
Consumo de frutas y verduras				
3 ó más/ día	2324	36,8 (34,6-38,9)	1 (ref)	
Menos 3/ día	1730	37,4 (34,8-40,0)	1,09 (0,96-1,23)	0,193
Tabaco				
No fumador	2841	33,0 (31,0-35,0)	1 (ref)	
Fumador	1213	46,5 (43,1-49,9)	1,30 (1,07-1,59)	0,009
Alcohol				
No bebedor o de menor riesgo	2537	34,0 (31,7-36,3)	1 (ref)	
Bebedor de riesgo	1517	42,1 (39,3-44,9)	1,05 (0,87-1,26)	0,633
Drogas ilegales				
Nunca o alguna vez en la vida	3203	34,2 (32,2-36,1)	1 (ref)	
En últimos 12 meses	851	47,8 (44,2-51,5)	1,46 (1,21-1,76)	<0,001
Trastornos alimentarios^b				
Ninguna conducta de riesgo	3646	33,7 (31,8-35,6)	1 (ref)	
1	301	63,8 (58,2-69,4)	2,34 (1,80-3,06)	<0,001
2-3	107	75,7 (67,1-84,3)	3,25 (1,98-5,33)	<0,001
P tendencia lineal			<0,001	
Percepción de imagen corporal				
Peso adecuado	2324	31,4 (29,2-33,6)	1 (ref)	
Muy delgado	84	48,8 (38,8-58,8)	2,15 (1,39-3,32)	0,001
Algo delgado	602	36,0 (32,0-40,1)	1,37 (1,16-1,62)	<0,001
Exceso de peso	831	44,6 (41,0-48,3)	1,74 (1,40-2,15)	<0,001
Obeso	213	67,1 (61,0-73,3)	3,12 (2,23-4,37)	<0,001
Índice de masa corporal				
Normopeso	3216	37,3 (35,2-39,3)	1 (ref)	
Bajo/Muy bajo peso	75	32,0 (22,8-41,2)	0,69 (0,44-1,09)	0,107
Sobrepeso	492	30,9 (26,7-35,1)	0,65 (0,50-0,84)	0,002
Obeso	100	44,0 (32,3-55,7)	0,89 (0,56-1,42)	0,627
No Contesta	171	49,1 (41,4-56,9)	1,17 (0,82-1,68)	0,389

IC: Intervalo de confianza

^a OR calculados mediante regresión logística ajustados por el resto de variables de las tablas 1 y 2^b Trastornos del comportamiento alimentario. Número de conductas de riesgo (0-3)

Tabla 3. Asociación entre la agregación de comportamientos de riesgo y el malestar psicológico

Número de comportamientos de riesgo ^a	N	Prevalencia %	Modelo A		Modelo B		Modelo C	
			OR (IC 95%)	Valor de p	OR (IC 95%)	Valor de p	OR (IC 95%)	Valor de p
0	961	29,7	1 (ref)		1 (ref)		1 (ref)	
1	1383	32,6	1,15 (0,96-1,38)	0,133	1,14 (0,95-1,38)	0,155	1,10 (0,91-1,33)	0,307
2	1038	42,5	1,75 (1,45-2,12)	<0,001	1,67 (1,37-2,03)	<0,001	1,47 (1,19-1,82)	0,001
3-4	672	48,4	2,22 (1,82-2,71)	<0,001	1,99 (1,60-2,46)	<0,001	1,56 (1,21-2,01)	0,001
P tendencia lineal				<0,001		<0,001		<0,001

OR: Odds ratio. IC: Intervalo de confianza

^a Agregación de hábitos de riesgo: insuficiente actividad física, escaso consumo de frutas y verduras, consumo de tabaco y consumo de alcohol de alto riesgo

Modelo A: Modelo de regresión logística univariado

Modelo B: ajustado por edad, sexo, lugar de nacimiento, convivencia con los padres, convivencia con hermanos, trabajo de los padres y nivel educativo de los padres

Modelo C: Modelo B y ajustado además por el consumo de drogas, trastornos del comportamiento alimentario, imagen corporal e índice de masa corporal

**5. EXPOSICIÓN A HUMO AMBIENTAL DE TABACO Y
MALESTAR PSICOLÓGICO EN ADOLESCENTES. UN
ESTUDIO CON BASE POBLACIONAL**

5.1. Métodos

Diseño y población de estudio

Los datos proceden del Sistema de Vigilancia de Factores de Riesgo de Enfermedades No Transmisibles (SIVFRENT) en población adolescente ¹²¹. Este sistema monitoriza los principales estilos de vida relacionados con la salud en una muestra representativa de los estudiantes de 4º curso de Enseñanza Secundaria Obligatoria de la Comunidad de Madrid (España).

Los centros se estratificaron según zona geográfica (Madrid capital y resto de municipios) y titularidad del centro (pública y privada), con probabilidad de selección proporcional al número de alumnos matriculados. Se seleccionaron aleatoriamente dos aulas por centro escolar. El cuestionario se rellenó por los estudiantes en el aula, de forma anónima y en presencia de personal entrenado, proporcionado por la Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid. La participación de los centros escolares y alumnos fue voluntaria tras obtener consentimiento informado por parte del órgano directivo del centro educativo y de los propios alumnos. La información se recogió en 2008 y 2009 en 94 centros escolares y 185 aulas.

La tasa de respuesta de los colegios fue 81,3% y la de alumnos del 91,6%; en total, 8,3% de los estudiantes no participó por ausentarse de clase el día de la encuesta y 0,1% por negativa a participar. La respuesta global del estudio (centros y alumnos) fue del 74,5% por lo que inicialmente se obtuvo información de 4244 estudiantes.

Variables de estudio

La salud mental se valoró mediante el General Health Questionnaire (GHQ-12), que ha sido validado para su uso en español ¹⁰. Aunque el GHQ-12 se desarrolló originalmente para población adulta, también se ha utilizado satisfactoriamente en adolescentes ¹⁸. Además, este cuestionario ha demostrado buenas propiedades psicométricas en la muestra participante en este estudio ¹³⁵.

El GHQ-12 es un instrumento que valora la salud mental general y está compuesto por 12 preguntas sobre los siguientes temas: pérdida de concentración, pérdida de sueño, desempeño de un papel útil en la vida, toma de decisiones, sensación de agobio y tensión, superación de dificultades, disfrute de las actividades cotidianas, afrontamiento de los problemas, sensación de depresión, pérdida confianza en uno mismo, duda sobre la propia valía y sensación de felicidad ²⁴. Cada pregunta tiene cuatro posibles opciones de respuesta. Las respuestas se han clasificado con un método de puntuación binario, también llamado clásico, en el que las opciones “No, en absoluto” o “No más que lo habitual” reciben 0 puntos y “Algo más que lo habitual” o “Mucho más que lo habitual” reciben 1 punto. El rango de la escala global es 0 a 12 puntos. Hemos utilizado un punto de corte ≥ 3 para clasificar a los individuos con posible malestar psicológico ²⁴.

En relación a la exposición a humo ambiental de tabaco (HAT), se preguntó a los sujetos por el tiempo que estaban en espacios cerrados con humo de tabaco (nunca o sólo esporádicamente, <1 hora/día, 1-3 horas/día, >3 horas/día), tanto dentro de casa como fuera de ella. Además, se preguntó por el consumo de tabaco del padre y de la madre y sobre la existencia de fumadores habituales en el hogar.

Se recogió información sobre variables sociodemográficas como la edad, el sexo, el lugar de nacimiento, y sobre características del contexto familiar como convivencia con padres, la situación laboral y el nivel de estudios de los padres. Respecto a los estilos de vida se preguntó sobre la realización de 19 tipos de actividad física. A partir de ello, se identificó a las personas que realizaban actividad física de intensidad vigorosa (>5 METs -equivalentes del gasto metabólico basal-) tres o más veces por semana. Además, mediante un cuestionario breve de frecuencia de consumo de alimentos se estimó el consumo de frutas y verduras, clasificando a los sujetos según consumieran tres o más raciones de frutas o verduras al día o menos de dicha cantidad. Los participantes clasificaron su consumo de tabaco como: nunca he fumado; fumo menos de una vez a la semana; fumo más de una vez a la semana pero no cada día; fumo cada día; no fumo pero antes fumaba cada día; no fumo, antes fumaba aunque no cada día. Se consideró como no fumadores a aquellos que respondieron "nunca he fumado". La venta o distribución de cualquier tipo de producto derivado del tabaco o bebida alcohólica a personas menores de 18 años está prohibido en la Comunidad de Madrid desde el 2002. También se valoró el consumo de alcohol mediante un cuestionario de cantidad y frecuencia de consumo sobre la ingesta habitual de 8 tipos de bebidas alcohólicas de forma diferenciada para fines de semana y entre semana. La ingesta alcohólica se convirtió en una medida de consumo total de alcohol en gramos por día (gr/día). Se consideró bebedor de alto riesgo al que cumplía al menos uno de los siguientes criterios: a) consumir de forma habitual ≥ 40 gr (en hombres) o ≥ 24 gr (en mujeres) de alcohol puro al día, estimado a partir de la información proporcionada; b) haber tenido un episodio de binge drinking en los últimos 30 días (consumo de ≥ 6 unidades de bebida estándar en una sesión de bebida); y c) haber tenido algún episodio de borrachera en los últimos 12 meses. Se consideraron usuarios de drogas a

aquellos que habían consumido algún tipo de sustancia ilegal en los últimos 12 meses. Se recogió además información sobre tres conductas de riesgo de trastornos del comportamiento alimentario en los últimos 12 meses: estar sin comer al menos 24 horas, provocarse vómitos, y tomar laxantes, diuréticos u otros fármacos (en los tres casos para perder peso o controlar la figura). Los sujetos se clasificaron en tres categorías según si tenían 0, 1 ó 2-3 de dichos comportamientos.

A partir de datos reportados, se calculó el índice de masa corporal (IMC) como el peso en kg dividido por el cuadrado de la talla en m. Los sujetos fueron clasificados según el quintil de IMC en el que se encontraban. Finalmente, los estudiantes informaron sobre su imagen corporal, en particular si se percibían como muy delgados, delgados, con el peso adecuado, con sobrepeso o con obesidad.

Análisis estadístico

Las variables IMC y el nivel educativo de los padres se clasificaron con una categoría de respuesta adicional denominada "No respuesta" que fue incluida en el análisis. Se excluyó al 7,5% de los sujetos por carecer de información en el resto de alguna de las principales variables de estudio y el 0,8% de los cuestionarios fueron anulados por inconsistencias en las respuestas. Finalmente, entre los 3893 sujetos disponibles para el análisis, se seleccionó a los adolescentes que nunca habían fumado, por lo que la muestra final para el análisis incluyó a 2215 individuos.

Para examinar la asociación entre la duración de la exposición a HAT y el malestar psicológico se usaron modelos logísticos por separado para la exposición a HAT en casa y fuera de casa. La duración de la exposición a HAT se modelizó mediante términos dummy.

Se construyeron 5 modelos logísticos secuenciales con ajuste progresivo por potenciales confusores de la relación de interés. El primero (modelo A) fue un modelo crudo. El segundo (modelo B) incluía variables socio-demográficas (edad, sexo, lugar de nacimiento) y variables sobre el contexto familiar (convivencia con padres, situación laboral y nivel de estudios de los padres). El tercero (modelo C) incluía además la actividad física, el consumo de frutas y verduras, el consumo de alcohol, el consumo de drogas, las conductas relacionadas con trastornos del comportamiento alimentario, el IMC referido y la imagen corporal. El cuarto (modelo D) se ajustó adicionalmente por el consumo de tabaco paterno, por el materno y por la existencia de fumadores habituales en el hogar. Por último, el quinto (modelo E) se ajustó además por la exposición a HAT fuera del hogar cuando la exposición de interés fue la exposición a HAT en casa, y viceversa.

Se calculó la *p* de tendencia lineal para evaluar la relación dosis-respuesta entre la exposición a HAT y el malestar psicológico. Además, se testó si la relación entre la exposición a HAT y el malestar psicológico variaba con la edad y el sexo mediante likelihood ratio tests que comparaban modelos con términos de interacción y modelos sin ellos.

Los análisis se realizaron con el módulo “Survey Data” de Stata V.11.0 para Windows (1984-2010 StataCorp, Texas, USA), que tiene en cuenta el diseño muestral complejo del estudio. El peso asignado a cada sujeto del estudio tenía la intención de reproducir la población de estudiantes de educación secundaria de la Comunidad de Madrid. Los pesos asignados tuvieron en cuenta que los centros educativos se seleccionaran proporcionalmente al número de estudiantes matriculados y que la muestra del estudio incluía 94 centros educativos (clusters) distribuidos en cuatro estratos (combinación de centros públicos versus privados en Madrid capital versus el resto de municipios).

5.2. Resultados

El 48,0% (IC 95%: 45,4-50,6) de los adolescentes no fumadores presentaban exposición a HAT. Un 27,8% (IC 95%: 25,5-30,0) referían exposición a HAT en casa y el 33,6% (IC 95%: 31,3-36,0) fuera del casa. La frecuencia de la exposición a HAT en casa fue mayor entre los nacidos en España y los que tenían padres con un menor nivel de estudios. La exposición a HAT fuera del hogar fue más frecuente en los adolescentes de mayor edad, en las mujeres, en aquellos con el padre desempleado, y en aquellos con una madre con menor nivel educativo (Tabla 1).

La prevalencia de malestar psicológico aumentaba progresivamente con el tiempo de la exposición a HAT en ambos ámbitos (p de tendencia lineal $<0,001$) (Tabla 2).

La exposición a HAT en el hogar mostró una relación dosis-respuesta positiva con la frecuencia de malestar psicológico, de forma que a mayor duración de la exposición mayor frecuencia de malestar psicológico (p de tendencia lineal $<0,001$). Esta asociación se observó tanto en el modelo crudo como en el ajustado por todos los potenciales confusores, aunque la magnitud de la asociación aumentaba ligeramente en los modelos más ajustados (Tabla 3). Incluso después de ajustar por la exposición a HAT fuera de casa, y comparados con los que no tuvieron exposición a HAT en el hogar, el odds ratio (OR) multivariante de malestar psicológico en los individuos con exposición a HAT <1 hora/día fue 1,23 (IC 95%: 0,92-1,64), con exposición a HAT de 1-3 horas/día fue 2,07 (IC 95%: 1,30-3,28), y con exposición a HAT de >3 horas/día fue 2,24 (IC 95%: 1,45-3,47; p de tendencia lineal $<0,001$) (Tabla 3). En cuanto a la exposición a HAT fuera del hogar, las OR de malestar psicológico resultaron estadísticamente significativas sólo en el modelo crudo y en los expuestos durante >1

hora/día. Esta asociación perdió la significación estadística al ajustar progresivamente por los principales confusores (Tabla 4).

No se han encontrado interacciones estadísticamente significativas de la edad y el sexo en la relación entre la exposición a HAT y el malestar psicológico.

Finalmente también examinamos la asociación existente entre la exposición a HAT global (dentro y fuera del hogar conjuntamente) y la salud mental. Comparados con aquellos que no referían exposición a HAT, aquellos con una exposición global >1 hora al día tenían más probabilidad de presentar malestar psicológico (en el modelo con el máximo ajuste las OR fueron de 1,55 (IC 95% 1,09 a 2,19) para exposiciones globales de 1-3 horas al día y de 1,80 (IC 95% de 1,22-2,66) para >3 horas al día). La p de tendencia lineal fue de 0,003.

5.3. Discusión

Este trabajo muestra que, en adolescentes no fumadores, existe una relación dosis- respuesta positiva entre la duración de la exposición a HAT autoreportada en el hogar y la frecuencia de malestar psicológico. La exposición a HAT autoreportada durante >1 hora/día se asocia a un exceso estadísticamente significativo de la frecuencia de malestar psicológico.

La alta prevalencia de la exposición a HAT en adolescentes no fumadores en la Comunidad de Madrid es preocupante por varios motivos. Primero, el fumador pasivo está expuesto tanto al humo de la corriente principal ("mainstream smoke") como al derivado de la combustión del cigarrillo ("sidestream smoke"), que tiene las mismas sustancias dañinas para el sistema nervioso central incluso en mayores concentraciones ^{98,99}. Segundo, las sustancias tóxicas permanecen en el ambiente (superficies y polvo) hasta meses después del consumo de tabaco

y pueden volver a suspenderse en el aire o reaccionar con otras sustancias para producir nuevos productos tóxicos (“third hand smoke”); es sabido que la población de menor edad es muy sensible a este tipo de exposición ¹⁴⁰. Por último, según los resultados de modelos animales, las alteraciones neurológicas producidas por la nicotina pueden ser mayores durante la etapa de desarrollo del sistema nervioso central que en la vida adulta ^{100,101}.

Nuestros resultados muestran que la exposición a HAT en el hogar está asociada con una mayor frecuencia de malestar psicológico de forma independiente de otros factores de riesgo de la salud mental en la adolescencia, como el consumo de drogas, los trastornos del comportamiento alimentario y la imagen corporal ^{51,56,60}. A diferencia del impacto negativo de fumar tabaco sobre la salud mental ⁴⁴ el efecto de la exposición a HAT ha sido poco estudiada en los adolescentes. Bandiera et al. ¹⁰³ encontraron asociaciones significativas entre la exposición pasiva al tabaco y síntomas de diversos trastornos mentales en individuos de 8 a 15 años. Otros autores también han observado en población infantil de diversos rangos de edad una asociación entre la exposición a HAT y una peor salud mental valorada con el SDQ (Strengths and Difficulties Questionnaire) ^{104,105,141}.

En nuestro estudio la asociación entre el malestar psicológico y la exposición a HAT no se observó para exposiciones fuera del hogar tras ajustar por otros factores de riesgo de una peor salud mental. Hasta donde conocemos, el único estudio que ha diferenciado los ámbitos de exposición fue el realizado por Hamer et al. ¹⁰⁴ en niños de 8 a 12 años; también encontraron asociación entre la salud mental y la exposición pasiva al humo de tabaco en el hogar pero no en lugares públicos.

Los diferentes resultados según el lugar de exposición al humo de tabaco podrían atribuirse a varios motivos. Primero, es posible que la intensidad de la exposición pasiva al humo de

tabaco en casa sea mayor que fuera de casa incluso a igualdad de duración. En este sentido, estudios en adultos han encontrado que de todos los ámbitos de exposición pasiva al humo de tabaco, la exposición en el hogar contribuye más a la intensidad de la exposición global que la exposición en otros ámbitos ^{142,143}. Segundo, el posible efecto perjudicial de la exposición a HAT fuera del hogar podría compensarse por los beneficios para salud mental derivados de las relaciones sociales en el tiempo de ocio ^{144,145}. Tercero, la asociación existente entre la exposición a HAT en el hogar y una peor salud mental podría explicarse en parte por la exposición prenatal al tabaco. En nuestro estudio, no disponíamos de información del consumo de tabaco en el embarazo por lo que no hemos podido aislar de forma directa el efecto de la exposición prenatal respecto a la postnatal. Sin embargo, las asociaciones se mantienen después de ajustar por el consumo de tabaco materno, variable que ha mostrado en diversos estudios una correlación elevada con la exposición prenatal ^{109,146}. Los estudios en niños han observado una asociación independiente entre la exposición postnatal y el riesgo de trastornos de conducta ¹⁰⁸. Incluso se ha argumentado que la exposición pasiva al humo de tabaco durante la niñez puede ser más nociva para el desarrollo neuronal que la exposición intraútero ^{109,110}. En cuarto lugar, la duración de la exposición a HAT dentro del hogar podría estar relacionada con la exposición a "third hand smoke". Mayores exposiciones a HAT dentro del hogar podrían resultar más difíciles de ventilar y producir un mayor número de contaminantes que podrían permanecer en la superficies y/o el polvo. Estos contaminantes residuales del tabaco pueden producir exposición durante periodos prolongados de tiempo ¹⁴⁰. En quinto lugar, los problemas de salud mental de los padres y el consumo de sustancias tóxicas diferentes al tabaco por parte de ellos han sido asociados a una peor salud mental del

los hijos ¹⁴⁷⁻¹⁴⁹. Desafortunadamente no podemos evaluar su posible impacto porque dicha información no fue recogida.

Aunque no hemos encontrado estudios sobre la relación dosis-respuesta de la exposición a HAT y la salud mental en adolescentes, nuestros resultados son coherentes con el gradiente observado por otros autores sobre trastornos del comportamiento en la infancia ^{105,106}.

Nuestro estudio tiene varias limitaciones. Primero, al tratarse de un diseño transversal no es posible inferir relaciones causales. Segundo, los datos fueron autoreportados; sin embargo la pregunta sobre consumo de tabaco autoreportado ha mostrado una buena validez ¹⁵⁰. Además hay evidencia de que la exposición a HAT evaluada con biomarcadores se correlaciona aceptablemente con la exposición autoreportada por adultos y por niños/adolescentes ^{104,151,152}. Sin embargo, se ha cuestionado su precisión, principalmente en niños y adolescentes menores de 16 años ¹⁵³. Tercero, el GHQ-12 es sólo un instrumento de screening que no establece un diagnóstico clínico ¹⁰. No obstante el GHQ-12 es un instrumento válido para identificar malestar psicológico ¹⁰ y ha demostrado buenas características psicométricas en la población adolescente participante en este estudio ¹³⁵. Cuarto, se carecía de información sobre la salud mental de los padres, y no se ha podido tener en cuenta en los análisis ^{147,149}. Finalmente, no se puede descartar que la ausencia de alumnos el día de la encuesta tuviera relación con algún problema de salud mental, pero como el porcentaje de ausencias no fue elevado (8,3%), no es probable que haya tenido un impacto substancial en los resultados.

Una de las principales fortalezas del estudio es que está basado en una muestra representativa de la población adolescente, con una alta tasa de participación, y que en el análisis de los datos hemos tenido en cuenta las características del diseño muestral. También se han

controlado numerosos confusores potenciales, lo que ha permitido evaluar la asociación independiente entre la exposición pasiva al humo de tabaco y la salud mental.

Como conclusión podemos decir que la duración de la exposición a HAT en el hogar muestra una relación dosis-respuesta en sentido positivo con la frecuencia de malestar psicológico en adolescentes no fumadores. Estos resultados pueden tener importantes implicaciones para la salud pública ya que la “Ley de medidas sanitarias frente al tabaquismo” ¹¹⁸ no ha conseguido reducir la exposición pasiva al humo de tabaco en los hogares ¹⁵⁴.

Teniendo en cuenta que uno de cada cuatro adolescentes presenta exposición a HAT en el hogar de forma habitual, estos resultados apoyarían la necesidad de medidas preventivas adicionales a las incluidas por la regulación, con el fin de reducir la exposición a HAT en el hogar y reducir la importante carga de enfermedad relacionada con los problemas de salud mental en la adolescencia.

Tabla 1. Prevalencia de exposición a humo ambiental de tabaco (HAT), según variables sociodemográficas, en adolescentes no fumadores

	N	HAT en casa % (IC 95%)	Valor de p	HAT fuera casa % (IC 95%)	Valor de p
Total	2215	27,8 (25,5-30,0)		33,6 (31,3-36,0)	
Edad, años			0,605		0,004
15	925	27,1 (24,2-30,1)		32,4 (29,1-35,8)	
16	948	27,4 (23,7-31,1)		32,0 (28,6-35,3)	
17	342	30,4 (24,2-36,6)		41,5 (36,5-46,6)	
Sexo			0,784		0,015
Hombres	1177	27,5 (24,9-30,2)		31,4 (28,3-34,4)	
Mujeres	1038	28,0 (24,8-31,2)		36,2 (33,3-39,2)	
País de nacimiento			<0,001		0,275
España	1898	30,5 (28,0-33,1)		34,1 (31,6-36,6)	
Otro país	317	11,4 (7,5-15,2)		30,9 (25,6-36,2)	
Convivencia familiar			0,153		0,412
Biparental	1906	27,1 (24,8-29,5)		33,9 (31,5-36,4)	
No biparental	309	31,7 (25,4-38,0)		31,7 (26,6-36,9)	
Trabajo del padre			0,237		0,022
Trabaja	2065	27,5 (25,2-29,7)		33,0 (30,6-35,4)	
No trabaja	150	32,0 (24,0-40,0)		42,0 (34,1-49,9)	
Trabajo de la madre			0,562		0,669
Trabaja	1587	27,4 (25,0-29,8)		33,9 (31,2-36,6)	
No trabaja	628	28,7 (24,6-32,7)		33,0 (29,2-36,7)	
Estudios del padre			0,004		0,090
Universitarios	722	22,9 (19,9-25,8)		30,5 (26,7-34,2)	
Bachillerato	547	29,3 (25,0-33,5)		32,5 (28,0-37,1)	
Primarios	597	29,6 (25,6-33,7)		36,5 (32,3-40,7)	
Sin estudios	115	39,1 (29,4-48,8)		40,9 (31,9-49,9)	
No contesta	234	29,1 (22,1-36,1)		35,0 (28,8-41,2)	
Estudios de la madre			0,038		0,028
Universitarios	686	23,6 (20,4-26,9)		30,0 (26,8-33,2)	
Bachillerato	599	27,7 (24,2-31,3)		33,6 (29,8-37,3)	
Primarios	655	31,8 (27,4-36,1)		37,7 (33,9-41,5)	
Sin estudios	95	31,6 (20,1-43,1)		37,9 (26,8-49,0)	
No contesta	180	27,2 (20,5-33,9)		30,6 (23,9-37,2)	

Tabla 2. Distribución del tiempo de exposición a humo ambiental de tabaco (HAT) y prevalencia de malestar psicológico, según el tiempo de exposición, en adolescentes no fumadores

.	N	Distribución de la exposición a HAT % (IC 95%)	Prevalencia de malestar psicológico % (IC 95%)	Valor de p
Exposición en casa				<0,001
Nada o esporádicamente	1600	72,2 (70,0-74,5)	28,8 (26,3-31,3)	
<1 hora/día	345	15,6 (13,8-17,4)	29,3 (24,5-34,0)	
1-3 horas/día	143	6,5 (5,4-7,5)	39,9 (31,4-48,3)	
>3 horas al día	127	5,7 (4,8-6,7)	47,2 (38,8-55,6)	
P tendencia lineal			<0,001	
Exposición fuera de casa				0,002
Nada o esporádicamente	1470	66,4 (64,1-68,7)	29,4 (26,9-31,8)	
<1 hora/día	608	27,4 (25,2-29,6)	30,8 (27,0-34,5)	
1-3 horas/día	95	4,3 (3,4-5,2)	41,1 (31,4-50,7)	
>3 horas al día	42	1,9 (1,3-2,5)	50,0 (36,5-63,5)	
P tendencia lineal			<0,001	

Tabla 3. Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC 95%) de malestar psicológico según duración de la exposición a humo ambiental de tabaco (HAT) en el hogar, en adolescentes no fumadores

		Tiempo de exposición a HAT en el hogar							
		Nada/espó- -dico (Ref)	<1 hora/día OR (IC 95%)	Valor de p	1-3 horas/día OR (IC 95%)	Valor de p	>3 horas/día OR (IC 95%)	Valor de p	P tendencia lineal
Modelo A	1		1,02 (0,79- 1,33)	0,865	1,64 (1,14- 2,36)	0,009	2,21 (1,56- 3,13)	0,000	<0,001
Modelo B	1		1,11 (0,85-1,45)	0,442	1,72 (1,19- 2,50)	0,005	2,03 (1,43- 2,89)	0,000	<0,001
Modelo C	1		1,01 (0,77-1,33)	0,919	1,66 (1,12- 2,45)	0,012	1,78 (1,24- 2,56)	0,002	0,001
Modelo D	1		1,22 (0,92-1,63)	0,165	2,07 (1,32-3,26)	0,002	2,30 (1,49- 3,57)	0,000	<0,001
Modelo E	1		1,23 (0,92-1,64)	0,155	2,07 (1,30- 3,28)	0,002	2,24 (1,45-3,47)	0,000	<0,001

Modelo A: Modelo de regresión logística crudo

Modelo B: Ajustado por edad, sexo, lugar de nacimiento, convivencia con los padres, trabajo de los padres y nivel educativo de los padres

Modelo C: Como modelo B con ajuste además por actividad física, consumo de frutas y verduras, consumo de alcohol, de drogas, trastornos del comportamiento alimentario, imagen corporal e índice de masa corporal

Modelo D: Como modelo C con ajuste además por consumo de tabaco paterno, materno y existencia de fumadores habituales en el hogar

Modelo E: Como modelo D con ajuste además por exposición pasiva fuera del hogar

Tabla 4. Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC 95%) de malestar psicológico según duración de la exposición a humo ambiental de tabaco (HAT) fuera del hogar, en adolescentes no fumadores

Tiempo de exposición a HAT fuera del hogar								
	Nada/espó- rá- dico (Ref)	<1 hora/día OR (IC 95%)	Valor de p	1-3 horas/día OR (IC 95%)	Valor de p	>3 horas/día OR (IC 95%)	Valor de p	P tendencia lineal
Modelo A	1	1,07 (0,88-1,30)	0,511	1,67 (1,12- 2,49)	0,012	2,40 (1,40-4,13)	0,002	0,002
Modelo B	1	1,05 (0,86-1,29)	0,632	1,49 (0,99- 2,26)	0,057	1,97 (1,07-3,62)	0,029	0,023
Modelo C	1	1,00 (0,81-1,23)	0,985	1,16 (0,74- 1,80)	0,512	1,56 (0,80-3,04)	0,185	0,312
Modelo D	1	0,99 (0,81-1,23)	0,951	1,16 (0,74-1,83)	0,515	1,56 (0,79-3,07)	0,194	0,331
Modelo E	1	0,97 (0,79-1,20)	0,787	1,03 (0,65-1,62)	0,913	1,31 (0,68-2,52)	0,422	0,734

Modelo A: Modelo de regresión logística crudo

Modelo B: Ajustado por edad, sexo, lugar de nacimiento, convivencia con los padres, trabajo de los padres y nivel educativo de los padres

Modelo C: Como modelo B con ajuste además por actividad física, consumo de frutas y verduras, consumo de alcohol, de drogas, trastornos del comportamiento alimentario, imagen corporal e índice de masa corporal

Modelo D: Como modelo C con ajuste además por consumo de tabaco paterno, materno y existencia de fumadores habituales en el hogar

Modelo E: Como modelo D con ajuste además por exposición pasiva dentro del hogar

6. CONCLUSIONES

6.1. Conclusiones del Objetivo 1

1. El GHQ-12 presenta buenas propiedades psicométricas en una población adolescente del sur de Europa.

2. La estructura factorial que mostró un mejor ajuste de los datos al realizar un Análisis Factorial Confirmatorio fue el modelo tridimensional descrito por Graetz ²⁵.
3. Las altas correlaciones observadas entre los factores sugieren que el GHQ-12 debería ser empleado como una escala unidimensional, como se realiza actualmente.

6.2. Conclusiones del Objetivo 2

4. El malestar psicológico en la adolescencia, está asociado con los estilos de vida, la imagen corporal y con el comportamiento alimentario.
5. En la adolescencia, la agregación de las conductas clásicas de riesgo (baja actividad física, bajo consumo de frutas/verduras, tabaco, consumo alcohol de alto riesgo) se asocia a una peor salud mental.
6. Las intervenciones de mejora de la salud mental en la adolescencia deberían dirigirse a actuar simultáneamente sobre varias conductas de riesgo.

6.3. Conclusiones del Objetivo 3

7. La duración de la exposición a humo ambiental de tabaco en el hogar muestra una asociación dosis-respuesta positiva con la frecuencia de malestar psicológico en adolescentes no fumadores.

8. Teniendo en cuenta la elevada exposición a humo ambiental de tabaco en el hogar, estos resultados apoyarían la necesidad de medidas preventivas adicionales a las incluidas por la regulación actual.

7. RESUMEN

7.1. Resumen del Objetivo 1

Objetivo: Evaluar la estructura factorial del General Health Questionnaire de 12 ítems (GHQ-12) en una población adolescente española.

Métodos: Estudio transversal de una muestra representativa de 4146 estudiantes (edad media=16,3 años). Los estudiantes cumplimentaron un cuestionario que incluía el GHQ-12. Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con cuatro modelos de estructura factorial, tres teóricos (unidimensional, bidimensional (ítems positivos y negativos) y modelo tridimensional propuesto por Graetz ²⁵ (ansiedad/depresión, disfunción social, pérdida de confianza/autoestima)) y un cuarto modelo basado en el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) obtenido a partir de los datos del estudio.

Resultados: El alfa de Cronbach de consistencia interna fue 0,82. En el AFE se detectó una estructura tridimensional. El primer factor incluiría los ítems 1, 2, 5, 6, 7 y 9; el segundo los ítems 3, 10 y 11; y el tercero los ítems 4, 8 y 12. El conjunto de los tres factores explicaba el 53,7 % de la varianza. El modelo tridimensional propuesto por Graetz ²⁵ obtuvo el mejor ajuste en el AFC, seguido del tridimensional derivado del AFE. Los índices de bondad de ajuste de estos dos modelos fueron aceptables, observándose además correlaciones elevadas entre los factores.

Conclusiones: En una población adolescente del sur de Europa, el GHQ-12 presenta una elevada consistencia interna. La estructura factorial que presenta un mejor ajuste de los datos es el modelo tridimensional propuesto por Graetz ²⁵. Sin embargo, las altas

correlaciones observadas entre los factores sugieren que el GHQ-12 debería emplearse como una escala unidimensional como se realiza actualmente.

7.2. Resumen del Objetivo 2

Objetivo. Los factores de riesgo de una mala salud mental no están claramente definidos para la población adolescente de los países Mediterráneos. Por ello, este estudio tiene el objetivo de identificar comportamientos de riesgo individuales y agregados de malestar psicológico en dicha población.

Métodos. Estudio transversal realizado en 2008 y 2009 que incluía 4054 individuos representativos de los estudiantes de 4ª curso de Enseñanza Secundaria Obligatoria de la Comunidad de Madrid. La salud mental se valoró con el General Health Questionnaire (GHQ-12), y se consideró que se presentaba malestar psicológico si se obtenía una puntuación ≥ 3 puntos. Los análisis se realizaron mediante regresión logística con ajuste por variables sociodemográficas y factores conductuales.

Resultados. El malestar psicológico fue mayor en los que realizaban insuficiente actividad física (odds ratio (OR) 1,23; intervalo de confianza 95% (IC): 1,03-1,47), en fumadores (OR, 1,30; IC 95%: 1,07-1,59), y en consumidores de drogas ilegales (OR, 1,46; IC 95%: 1,21-1,76). Además, la frecuencia de mala salud mental mostró una relación dosis-respuesta positiva con el número de conductas de riesgo del comportamiento alimentario (p tendencia

lineal $<0,001$). También la mala salud mental se asoció tanto con una imagen corporal delgada (OR, 1,37; IC 95%: 1,16-1,62) o muy delgada (OR, 2,15; IC 95%: 1,39-3,32) como con la percepción de sobrepeso (OR, 1,74; IC 95%, 1,40-2,15) u obesidad (OR, 3,12; IC 95%: 2,23-4,37). En comparación con los adolescentes sin conductas clásicas de riesgo (baja actividad física, bajo consumo de frutas/verduras, tabaco, consumo alcohol de alto riesgo), la frecuencia de malestar psicológico fue mayor en los que tenían 2 conductas de riesgo simultáneamente (OR, 1,47; IC 95%: 1,19-1,82) y aún mayor en los que tenían 3-4 conductas (OR, 1,56; IC 95%: 1,21-2,01).

Conclusiones. En la adolescencia, el malestar psicológico se asocia con los estilos de vida, la imagen corporal y con el comportamiento alimentario. Asimismo, la agregación de las conductas clásicas de riesgo se asocia con una peor salud mental.

7.3. Resumen del Objetivo 3

Objetivos. Examinar la asociación de la duración y el ámbito de la exposición a humo ambiental de tabaco (HAT) con la salud mental de los adolescentes.

Métodos. Estudio transversal realizado en 2008 y 2009 sobre una muestra representativa de los estudiantes de 4º de Enseñanza Secundaria Obligatoria (edad media 15,7 años) de la Comunidad de Madrid, España. Para el análisis se seleccionaron los 2215 estudiantes no fumadores. La duración de la exposición a HAT dentro y fuera del hogar se obtuvo por

autoreporte. Se definió el malestar psicológico como una puntuación ≥ 3 en el General Health Questionnaire (GHQ-12). Los análisis se realizaron mediante regresión logística con ajuste por variables demográficas, estilos de vida y características del entorno familiar.

Resultados. En adolescentes no fumadores, el 27,8% (IC 95%: 25,5-30,0) estaba expuesto a HAT dentro del hogar y el 33,6% (IC 95%: 31,3-36,0) fuera del hogar. Comparados con los que no tuvieron exposición a HAT en el hogar, el odds ratio multivariado de malestar psicológico en los individuos con HAT <1 hora/día fue de 1,23 (IC 95%: 0,92-1,64), con HAT de 1-3 horas/día fue 2,07 (IC 95%: 1,30-3,28), y con HAT de >3 horas/día fue 2,24 (IC 95%: 1,45-3,47; p de tendencia lineal <0,001). No se observó asociación entre la HAT fuera del hogar y el malestar psicológico.

Conclusiones. En adolescentes no fumadores, la duración de la exposición al HAT en el hogar mostró una relación dosis-respuesta positiva con la frecuencia de malestar psicológico. Sin embargo la exposición a HAT fuera del hogar no mostró asociaciones significativas con la salud mental.

8. BIBLIOGRAFÍA

Bibliografía

- (1) World Health Organization. Health topics. Mental health. 2012.
http://www.who.int/topics/mental_health/en/index.html (Accessed 28 May 2012).
- (2) World Health Organization. The world health report 2001 - Mental Health: New Understanding, New Hope. 2012.
<http://www.who.int/whr/2001/en/> (Accessed 28 May 2012).
- (3) American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM).
<http://www.psych.org/practice/dsm> (Accessed 28 May 2012).
- (4) Lehto-Järnstedt U, Aromaa A. Mental health measurement in comprehensive national health surveys. Health surveys in the EU: HIS and HIS/HES evaluations and models, Phase 2/Subproject 2. National Public Health Institute (KTL) Helsinki Finland. 2012.
http://ec.europa.eu/health/ph_projects/2000/monitoring/monitoring_project_2000_full_en.htm (Accessed 28 May 2012).
- (5) Asociación Española de Neuropsiquiatría. Informe sobre la salud mental de niños y adolescentes. 2009.
<http://www.sepypna.com/documentos/aen-CTecnicos14.pdf> (Accessed 28 May 2012).
- (6) Department of Health Care Policy. Harvard Medical school. About the WHO CIDI. 2004.
<http://www.hcp.med.harvard.edu/wmhcdi/about.php> (Accessed 28 May 2012).

- (7) Official web site for the Structured Clinical Interview For DSM Disorders (SCID). 2012.
<http://www.scid4.org/faq/scidfaq.html> (Accessed 28 May 2012).
- (8) Shaffer D, Fisher P, Lucas CP, Dulcan MK, Schwab-Stone ME. NIMH Diagnostic Interview Schedule for Children Version IV (NIMH DISC-IV): description, differences from previous versions, and reliability of some common diagnoses. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 2000; 39(1):28-38.
- (9) Goldberg DP, Blackwell B. Psychiatric illness in general practice. A detailed study using a new method of case identification. *Br Med J* 1970; 1(5707):439-443.
- (10) Lobo A, Muñoz PE. Cuestionario de salud general GHQ (General Health Questionnaire). Guía para el usuario de las distintas versiones en lengua española validadas. Masson. Barcelona; 1996.
- (11) Goodchild ME, Duncan-Jones P. Chronicity and the General Health Questionnaire. *Br J Psychiatry* 1985; 146:55-61.
- (12) Goldberg DP, Gater R, Sartorius N, Ustun TB, Piccinelli M, Gureje O et al. The validity of two versions of the GHQ in the WHO study of mental illness in general health care. *Psychol Med* 1997; 27(1):191-197.
- (13) Banks MH, Clegg CW, Jackson PR, Kemp NJ, Strafford EM, Wall TD. The use of the General Health Questionnaire as an indicator of mental health in occupational studies. *Journal of Occupational Psychology* 1980; 53:187-194.

- (14) Tait RJ, Hulse GK, Robertson SI. A review of the validity of the General Health Questionnaire in adolescent populations. *Aust N Z J Psychiatry* 2002; 36(4):550-557.
- (15) Banks MH. Validation of the General Health Questionnaire in a young community sample. *Psychol Med* 1983; 13(2):349-353.
- (16) Shevlin M, Adamson G. Alternative factor models and factorial invariance of the GHQ-12: a large sample analysis using confirmatory factor analysis. *Psychol Assess* 2005; 17(2):231-236.
- (17) Sweeting H, Young R, West P. GHQ increases among Scottish 15 year olds 1987-2006. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2009; 44(7):579-586.
- (18) French DJ, Tait RJ. Measurement invariance in the General Health Questionnaire-12 in young Australian adolescents. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 2004; 13(1):1-7.
- (19) Tait RJ, French DJ, Hulse GK. Validity and psychometric properties of the General Health Questionnaire-12 in young Australian adolescents. *Aust N Z J Psychiatry* 2003; 37(3):374-381.
- (20) Baksheev G, Robinson J, Cosgrave E, Baker K, Yung A. Validity of the 12-item General Health Questionnaire (GHQ-12) in detecting depressive and anxiety disorders among high school students. *Psychiatry Research* 2011; 187(1-2):291-296.
- (21) Lopez-Castedo A, Fernandez L. Psychometric properties of the Spanish version of the 12-item General Health Questionnaire in adolescents. *Percept Mot Skills* 2005; 100(3):676-680.

- (22) Li WH, Chung JO, Chui MM, Chan PS. Factorial structure of the Chinese version of the 12-item General Health Questionnaire in adolescents. *J Clin Nurs* 2009; 18(23):3253-3261.
- (23) Politi PL, Piccinelli M, Wilkinson G. Reliability, validity and factor structure of the 12-item General Health Questionnaire among young males in Italy. *Acta Psychiatr Scand* 1994; 90(6):432-437.
- (24) Goldberg DP, Oldehinkel T, Ormel J. Why GHQ threshold varies from one place to another. *Psychol Med* 1998; 28(4):915-921.
- (25) Graetz B. Multidimensional properties of the General Health Questionnaire. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 1991; 26(3):132-138.
- (26) Werneke U, Goldberg DP, Yalcin I, Ustun BT. The stability of the factor structure of the General Health Questionnaire. *Psychol Med* 2000; 30(4):823-829.
- (27) Sanchez-Lopez MP, Dresch V. The 12-Item General Health Questionnaire (GHQ-12): Reliability, external validity and factor structure in the Spanish population. *Psicothema* 2008; 20(4):839-843.
- (28) Cheung YB. A confirmatory factor analysis of the 12-item General Health Questionnaire among older people. *Int J Geriatr Psychiatry* 2002; 17(8):739-744.
- (29) Gao F, Luo N, Thumboo J, Fones C, Li SC, Cheung YB. Does the 12-item General Health Questionnaire contain multiple factors and do we need them? *Health Qual Life Outcomes* 2004; 2:63.

- (30) Derogatis LR. Symptom Checklist-90-Revised. Pearson Education. 2012.
http://psychcorp.pearsonassessments.com/HAIWEB/Cultures/en-us/Product_detail.htm?Pid=PAg514(Accessed 28 May 2012).
- (31) Goodman R, Scott S. Comparing the Strengths and Difficulties Questionnaire and the Child Behavior Checklist: is small beautiful? *J Abnorm Child Psychol* 1999; 27(1):17-24.
- (32) Goodman A, Goodman R. Strengths and difficulties questionnaire as a dimensional measure of child mental health. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 2009; 48(4):400-403.
- (33) Achenbach T. Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA). School-age (Ages 6-18) Assessments. 2012.
<http://www.aseba.org/schoolage.html> (Accessed 28 May 2012)
- (34) World Health Organization. Atlas: Child and adolescent mental health resources: global concerns, implications for the future. 2005.
http://www.who.int/mental_health/resources/Child_ado_atlas.pdf (Accessed 28 May 2012).
- (35) Belfer ML. Child and adolescent mental disorders: the magnitude of the problem across the globe. *J Child Psychol Psychiatry* 2008; 49(3):226-236.
- (36) National Center for Injury Prevention and Control. Centers for Disease Control and Prevention. 10 Leading Causes of Death, United States 2008, All Races, Both Sexes. 2011.
<http://webappa.cdc.gov/sasweb/ncipc/leadcaus10.html>(Accessed 30 January 2012).

- (37) Gore FM, Bloem PJ, Patton GC, Ferguson J, Joseph V, Coffey C et al. Global burden of disease in young people aged 10-24 years: a systematic analysis. *Lancet* 2011; 377(9783):2093-2102.
- (38) World Health Organization. European region. Conclusions from Pre-conference "The Mental Health of Children and Adolescents". 2004.
http://ec.europa.eu/health/archive/ph_determinants/life_style/mental/docs/ev_20040921_rd01_en.pdf (Accessed 28 May 2012).
- (39) Ministerio Sanidad Servicios Sociales e Igualdad. Gobierno de España. Encuesta Nacional de Salud 2006.
<http://www.msps.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/> (Accessed 29 March 2012)
- (40) Steptoe A, Butler N. Sports participation and emotional wellbeing in adolescents. *Lancet* 1996; 347(9018):1789-1792.
- (41) Sleskova M, Tuinstra J, Madarasova GA, van Dijk JP, Salonna F, Groothoff JW et al. Influence of parental employment status on Dutch and Slovak adolescents' health. *BMC Public Health* 2006; 6:250.
- (42) Geckova A, van Dijk J, Zezula I, Tuinstra J, Groothoff J, Post D. Socio-economic differences in health among Slovak adolescents. *Soz Präventivmed* 2004; 49:26-35.
- (43) Oddy WH, Robinson M, Ambrosini GL, O'Sullivan TA, de Klerk NH, Beilin LJ et al. The association between dietary patterns and mental health in early adolescence. *Prev Med* 2009; 49(1):39-44.

- (44) Chaiton MO, Cohen JE, O'Loughlin J, Rehm J. A systematic review of longitudinal studies on the association between depression and smoking in adolescents. *BMC Public Health* 2009; 9:356.
- (45) Patton GC, Carlin JB, Coffey C, Wolfe R, Hibbert M, Bowes G. Depression, anxiety, and smoking initiation: a prospective study over 3 years. *Am J Public Health* 1998; 88(10):1518-1522.
- (46) Brooks TL, Harris SK, Thrall JS, Woods ER. Association of adolescent risk behaviors with mental health symptoms in high school students. *J Adolesc Health* 2002; 31(3):240-246.
- (47) Giannakopoulos G, Tzavara C, Dimitrakaki C, Kolaitis G, Rotsika V, Tountas Y. Emotional, behavioural problems and cigarette smoking in adolescence: findings of a Greek cross-sectional study. *BMC Public Health* 2010; 10:57.
- (48) Saluja G, Iachan R, Scheidt PC, Overpeck MD, Sun W, Giedd JN. Prevalence of and risk factors for depressive symptoms among young adolescents. *Arch Pediatr Adolesc Med* 2004; 158(8):760-765.
- (49) Lien L, Sagatun A, Heyerdahl S, Sogaard AJ, Bjertness E. Is the relationship between smoking and mental health influenced by other unhealthy lifestyle factors? Results from a 3-year follow-up study among adolescents in Oslo, Norway. *J Adolesc Health* 2009; 45(6):609-617.

- (50) Verdurmen J, Monshouwer K, van DS, Ter BT, Vollebergh W. Alcohol use and mental health in adolescents: interactions with age and gender-findings from the Dutch 2001 Health Behaviour in School-Aged Children survey. *J Stud Alcohol* 2005; 66(5):605-609.
- (51) Couwenbergh C, van den BW, Zwart K, Vreugdenhil C, Wijngaarden-Cremers P, van der Gaag RJ. Comorbid psychopathology in adolescents and young adults treated for substance use disorders: a review. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 2006; 15(6):319-328.
- (52) Patton GC, Coffey C, Carlin JB, Degenhardt L, Lynskey M, Hall W. Cannabis use and mental health in young people: cohort study. *BMJ* 2002; 325(7374):1195-1198.
- (53) Rey JM, Sawyer MG, Raphael B, Patton GC, Lynskey M. Mental health of teenagers who use cannabis. Results of an Australian survey. *Br J Psychiatry* 2002; 180:216-221.
- (54) Johnson JG, Cohen P, Kasen S, Brook JS. Eating disorders during adolescence and the risk for physical and mental disorders during early adulthood. *Arch Gen Psychiatry* 2002; 59(6):545-552.
- (55) Tomori M, Rus-Makovec M. Eating behavior, depression, and self-esteem in high school students. *J Adolesc Health* 2000; 26(5):361-367.
- (56) Santos M, Richards CS, Bleckley MK. Comorbidity between depression and disordered eating in adolescents. *Eat Behav* 2007; 8(4):440-449.
- (57) Warschburger P. The unhappy obese child. *Int J Obes* 2005; 29(2):S127-S129.

- (58) Gray L, Leyland AH. Overweight status and psychological well-being in adolescent boys and girls: a multilevel analysis. *Eur J Public Health* 2008; 18(6):616-621.
- (59) Daniels J. Weight and weight concerns: are they associated with reported depressive symptoms in adolescents? *J Pediatr Health Care* 2005; 19(1):33-41.
- (60) Ali MM, Fang H, Rizzo JA. Body weight, self-perception and mental health outcomes among adolescents. *J Ment Health Policy Econ* 2010; 13(2):53-63.
- (61) Huang L, Tao FB, Wan YH, Xing C, Hao J, Su PY et al. Self-reported weight status rather than BMI may be closely related to psychopathological symptoms among Mainland Chinese adolescents. *J Trop Pediatr* 2011; 57(4):307-311.
- (62) Jansen W, van de Looij-Jansen PM, de Wilde EJ, Brug J. Feeling fat rather than being fat may be associated with psychological well-being in young dutch adolescents. *J Adolesc Health* 2008; 42(2):128-136.
- (63) Ekeland E, Heian F, Hagen KB, Abbott J, Nordheim L. Exercise to improve self-esteem in children and young people. *Cochrane Database Syst Rev* 2004;CD003683.
- (64) Strandheim A, Holmen TL, Coombes L, Bentzen N. Alcohol intoxication and mental health among adolescents--a population review of 8983 young people, 13-19 years in North-Trondelag, Norway: the Young-HUNT Study. *Child Adolesc Psychiatry Ment Health* 2009; 3(1):18.
- (65) Noirhomme-Renard F, Deccache A. First-generation immigrant adolescents' physical and mental health and behavior. *Arch Pediatr* 2007; 14(8):1020-1027.

- (66) Larun L, Nordheim LV, Ekeland E, Hagen KB, Heian F. Exercise in prevention and treatment of anxiety and depression among children and young people. *Cochrane Database Syst Rev* 2006;3:CD004691.
- (67) Boys A, Farrell M, Taylor C, Marsden J, Goodman R, Brugha T et al. Psychiatric morbidity and substance use in young people aged 13-15 years: results from the Child and Adolescent Survey of Mental Health. *Br J Psychiatry* 2003; 182:509-517.
- (68) Hansell S, Raskin WH, Molapara VF. Specific alcoholic beverages and physical and mental health among adolescents. *J Stud Alcohol* 1999; 60(2):209-218.
- (69) Theunissen MJ, Jansen M, van GA. Are mental health and binge drinking associated in Dutch adolescents? Cross-sectional public health study. *BMC Res Notes* 2011; 4:100.
- (70) Sweeting H, West P, Young R. Obesity among Scottish 15 year olds 1987-2006: prevalence and associations with socio-economic status, well-being and worries about weight. *BMC Public Health* 2008; 8:404.
- (71) D'Arcy C, Siddique CM. Psychological distress among Canadian adolescents. *Psychol Med* 1984; 14(3):615-628.
- (72) Schraedley PK, Gotlib IH, Hayward C. Gender differences in correlates of depressive symptoms in adolescents. *J Adolesc Health* 1999; 25(2):98-108.
- (73) Petersen AC, Compas BE, Brooks-Gunn J, Stemmler M, Ey S, Grant KE. Depression in adolescence. *Am Psychol* 1993; 48(2):155-168.

- (74) Hankin BL, Abramson LY, Moffitt TE, Silva PA, McGee R, Angell KE. Development of depression from preadolescence to young adulthood: emerging gender differences in a 10-year longitudinal study. *J Abnorm Psychol* 1998; 107(1):128-140.
- (75) Robinson M, Kendall GE, Jacoby P, Hands B, Beilin LJ, Silburn SR et al. Lifestyle and demographic correlates of poor mental health in early adolescence. *J Paediatr Child Health* 2011; 47(1-2):54-61.
- (76) Wille N, Bettge S, Ravens-Sieberer U. Risk and protective factors for children's and adolescents' mental health: results of the BELLA study. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 2008; 17 Suppl 1:133-147.
- (77) Koivusilta LK, Rimpela AH, Kautiainen SM. Health inequality in adolescence. Does stratification occur by familial social background, family affluence, or personal social position? *BMC Public Health* 2006; 6:110.
- (78) Dashiff C, DiMicco W, Myers B, Sheppard K. Poverty and adolescent mental health. *J Child Adolesc Psychiatr Nurs* 2009; 22(1):23-32.
- (79) Fergusson DM, Woodward LJ, Horwood LJ. Risk factors and life processes associated with the onset of suicidal behaviour during adolescence and early adulthood. *Psychol Med* 2000; 30(1):23-39.
- (80) Lemstra M, Neudorf C, D'Arcy C, Kunst A, Warren LM, Bennett NR. A systematic review of depressed mood and anxiety by SES in youth aged 10-15 years. *Can J Public Health* 2008; 99(2):125-129.

- (81) Havas J, Bosma H, Spreeuwenberg C, Feron FJ. Mental health problems of Dutch adolescents: the association with adolescents' and their parents' educational level. *Eur J Public Health* 2010; 20(3):258-264.
- (82) Perna L, Bolte G, Mayrhofer H, Spies G, Mielck A. The impact of the social environment on children's mental health in a prosperous city: an analysis with data from the city of Munich. *BMC Public Health* 2010; 10:199.
- (83) Sonogo M, Llacer A, Galan I, Simon F. The influence of parental education on child mental health in Spain. *Qual Life Res*. Published Online First: 2012.
- (84) Clark DB, Bukstein O, Cornelius J. Alcohol use disorders in adolescents: epidemiology, diagnosis, psychosocial interventions, and pharmacological treatment. *Paediatr Drugs* 2002; 4(8):493-502.
- (85) Volkow ND. The reality of comorbidity: depression and drug abuse. *Biol Psychiatry* 2004; 56(10):714-717.
- (86) Rodriguez-Cano T, Beato-Fernandez L, Llario AB. Body dissatisfaction as a predictor of self-reported suicide attempts in adolescents: a Spanish community prospective study. *J Adolesc Health* 2006; 38(6):684-688.
- (87) Mistry R, McCarthy WJ, Yancey AK, Lu Y, Patel M. Resilience and patterns of health risk behaviors in California adolescents. *Prev Med* 2009; 48(3):291-297.
- (88) Burke V, Milligan RA, Beilin LJ, Dunbar D, Spencer M, Balde E et al. Clustering of health-related behaviors among 18-year-old Australians. *Prev Med* 1997; 26(5):724-733.

- (89) Hallfors DD, Waller MW, Bauer D, Ford CA, Halpern CT. Which comes first in adolescence, sex and drugs or depression? *Am J Prev Med* 2005; 29(3):163-170.
- (90) Yusuf HR, Giles WH, Croft JB, Anda RF, Casper ML. Impact of multiple risk factor profiles on determining cardiovascular disease risk. *Prev Med* 1998; 27(1):1-9.
- (91) Meng L, Maskarinec G, Lee J, Kolonel LN. Lifestyle factors and chronic diseases: application of a composite risk index. *Prev Med* 1999; 29(4):296-304.
- (92) Galán I, Rodríguez-Artalejo F, Tobias A, Díez-Gañán L, Gandarillas A, Zorrilla B. Clustering of behavior-related risk factors and its association with subjective health. *Gac Sanit* 2005; 19(5):370-378.
- (93) Brener ND, Collins JL. Co-occurrence of health-risk behaviors among adolescents in the United States. *J Adolesc Health* 1998; 22(3):209-213.
- (94) Viner RM, Haines MM, Head JA, Bhui K, Taylor S, Stansfeld SA et al. Variations in associations of health risk behaviors among ethnic minority early adolescents. *J Adolesc Health* 2006; 38(1):55.
- (95) Pronk NP, Anderson LH, Crain AL, Martinson BC, O'Connor PJ, Sherwood NE et al. Meeting recommendations for multiple healthy lifestyle factors. Prevalence, clustering, and predictors among adolescent, adult, and senior health plan members. *Am J Prev Med* 2004; 27(2 Suppl):25-33.
- (96) Prochaska JO. Multiple Health Behavior Research represents the future of preventive medicine. *Prev Med* 2008; 46(3):281-285.

(97) US Department of health and human services. Children and Secondhand Smoke Exposure-Excerpts from The Health Consequences of Involuntary Exposure to Tobacco Smoke: A Report of the Surgeon General 2007.

<http://www.surgeongeneral.gov/library/smokeexposure/report/fullreport.pdf> (Accessed 29 March 2012).

(98) Swan GE, Lesov-Schlaggar CN. The effects of tobacco smoke and nicotine on cognition and the brain. *Neuropsychol Rev* 2007; 17(3):259-273.

(99) US Department of health and human services. The health consequences of involuntary exposure to tobacco smoke: A report of the surgeon general 2006.

<http://www.surgeongeneral.gov/library/secondhandsmoke/report/fullreport.pdf> (Accessed 29 March 2012).

(100) DiFranza JR, Aligne CA, Weitzman M. Prenatal and postnatal environmental tobacco smoke exposure and children's health. *Pediatrics* 2004; 113(4 Suppl):1007-1015.

(101) Trauth JA, Seidler FJ, McCook EC, Slotkin TA. Adolescent nicotine exposure causes persistent upregulation of nicotinic cholinergic receptors in rat brain regions. *Brain Res* 1999; 851(1-2):9-19.

(102) Patel V, Flisher AJ, Hetrick S, McGorry P. Mental health of young people: a global public-health challenge. *Lancet* 2007; 369(9569):1302-1313.

- (103) Bandiera FC, Richardson AK, Lee DJ, He JP, Merikangas KR. Secondhand smoke exposure and mental health among children and adolescents. *Arch Pediatr Adolesc Med* 2011; 165(4):332-338.
- (104) Hamer M, Ford T, Stamatakis E, Dockray S, Batty GD. Objectively measured secondhand smoke exposure and mental health in children: evidence from the Scottish Health Survey. *Arch Pediatr Adolesc Med* 2011; 165(4):326-331.
- (105) Twardella D, Bolte G, Fromme H, Wildner M, Von Kries R. Exposure to secondhand tobacco smoke and child behaviour - results from a cross-sectional study among preschool children in Bavaria. *Acta Paediatr* 2010; 99(1):106-111.
- (106) Weitzman M, Gortmaker S, Sobol A. Maternal smoking and behavior problems of children. *Pediatrics* 1992; 90(3):342-349.
- (107) Williams GM, O'Callaghan M, Najman JM, Bor W, Andersen MJ, Richards D et al. Maternal cigarette smoking and child psychiatric morbidity: a longitudinal study. *Pediatrics* 1998; 102(1):e11.
- (108) Herrmann M, King K, Weitzman M. Prenatal tobacco smoke and postnatal secondhand smoke exposure and child neurodevelopment. *Curr Opin Pediatr* 2008; 20(2):184-190.
- (109) Eskenazi B, Castorina R. Association of prenatal maternal or postnatal child environmental tobacco smoke exposure and neurodevelopmental and behavioral problems in children. *Environ Health Perspect* 1999; 107(12):991-1000.

(110) Gospe SM, Jr., Zhou SS, Pinkerton KE. Effects of environmental tobacco smoke exposure in utero and/or postnatally on brain development. *Pediatr Res* 1996; 39(3):494-498.

(111) World Health Organization. Regional Office for Europe. Mental health and well-being: why pay attention to this issue during adolescence? 2012 .

http://www.euro.who.int/_data/assets/pdf_file/0020/163514/HBSC-Fact-sheet-mental-health-revised.pdf (Accessed 28 May 2012).

(112) World Health Organization. Child and adolescent mental health policies and plans. 2005.

http://www.who.int/mental_health/policy/Childado_mh_module.pdf (Accessed 28 May 2012).

(113) World Health Organization. Regional Office for Europe. Mental health: facing the challenges, building solutions Report from the WHO European Ministerial Conference. Helsinki 2005.

http://www.euro.who.int/_data/assets/pdf_file/0008/96452/E87301.pdf (Accessed 28 May 2012).

(114) Porath-Waller AJ, Beasley E, Beirness DJ. A meta-analytic review of school-based prevention for cannabis use. *Health Educ Behav* 2010; 37(5):709-723.

(115) Bender K, Tripodi S, Sarteschi C, Vaughn M. A meta-analysis of interventions to reduce adolescent cannabis use. *Res Soc Work Pract* 2011; 21:153-164.

(116) World Health Organization. Regional Office for Europe. Social determinants of health and well-being among young people. Health Behaviour in School-Aged Children (HBSC) study : international report from the 2009/2010 survey.

http://www.euro.who.int/_data/assets/pdf_file/0003/163857/Social-determinants-of-health-and-well-being-among-young-people.pdf (Accessed 28 May 2012).

(117) Priest N, Roseby R, Waters E, Polnay A, Campbell R, Spencer N et al. Family and carer smoking control programmes for reducing children's exposure to environmental tobacco smoke. *Cochrane Database Syst Rev* 2008;(4):CD001746.

(118) Ley de medidas sanitarias frente al tabaquismo y reguladora de la venta el suministro y la publicidad de los productos del tabaco.

<http://www.boe.es/boe/dias/2005/12/27/pdfs/A42241-42250.pdf> L.N.º28/2005

(Accessed 19 November 2012).

(119) Ley por la que se modifica la Ley 28/2005, de 26 de diciembre, de medidas sanitarias frente al tabaquismo y reguladora de la venta, el suministro, el consumo y la publicidad de los productos del tabaco.

<http://www.boe.es/boe/dias/2010/12/31/pdfs/BOE-A-2010-20138.pdf> L.N.º42/2010

(Accessed 31 December 2010).

(120) Seif El Din A, Kamel F, Youssef R, Atta H. Evaluation of an educational training programme for the development of trainers in child mental health in Alexandria. *East Mediterr Health J* 1996; 2(3):482-493.

(121) Servicio de Epidemiología. Informe sobre hábitos de salud en la población juvenil de

la Comunidad de Madrid. Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid.2009;15(2).
<http://www.madrid.org/cs/Satellite?blobcol=urldata&blobheader=application%2Fpdf&blobheadername1=Content-isposition&blobheadername2=cadena&blobheadervalue1=filename%3DFebrero2009.pdf&blobheadervalue2=language%3Des%26site%3DPortalSalud&blobkey=id&blobtable=MungoBlobs&blobwhere=1220583125549&ssbinary=true> (Accessed 23 December 2010).

(122) Tabachnick B, Fidell L. Using multivariate statistics. 5 th Ed ed. Boston: Pearson Education Inc.; 2007.

(123) Watson R, Thompson DR. Use of factor analysis in Journal of Advanced Nursing: literature review. *J Adv Nurs* 2006; 55(3):330-341.

(124) Andrich D, van SL. The General Health Questionnaire: a psychometric analysis using latent trait theory. *Psychol Med* 1989; 19(2):469-485.

(125) Hankins M. The factor structure of the twelve item General Health Questionnaire (GHQ-12): the result of negative phrasing? *Clin Pract Epidemiol Ment Health* 2008; 4:10.

(126) Jöreskog K& Sörbom D. In: Lawrence Erlbaum Associates, editor. LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language. Hillsdale,NJ: 1993.

(127) Browne MW& Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit.pp.136-62. In: In K.A.Bollen &JSLE, editor. Testing structural equation models. London: 1993.

(128) Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychol Bull* 1990; 107(2):238-246.

- (129) Hu Y, Stewart-Brown S, Twigg L, Weich S. Can the 12-item General Health Questionnaire be used to measure positive mental health? *Psychol Med* 2007; 37(7):1005-1013.
- (130) Browne MW& Cudeck R. Single sample cross-validation indices for covariation structures. *Multivariate Behav Res* 1989; 24:445-455.
- (131) Streiner DL. Figuring out factors: the use and misuse of factor analysis. *Can J Psychiatry* 1994; 39(3):135-140.
- (132) Kalliath TJ, O'Driscoll PO, Brough P. A confirmatory factor analysis of the General Health Questionnaire-12. *Stress and Health* 2004; 20:11-20.
- (133) Worsley A, Gribbin CC. A factor analytic study on the twelve item general health questionnaire. *Aust N Z J Psychiatry* 1977; 11(4):260-272.
- (134) Brown TA. In: The Guilford Press, editor. Confirmatory Factor Analysis for Applied Research. New York: 2006. 193-202.
- (135) Padrón A, Galán I, Durban M, Gandarillas A, Rodríguez-Artalejo F. Confirmatory factor analysis of the General Health Questionnaire (GHQ-12) in Spanish adolescents. *Qual Life Res* 2012; 21(7):1291-1298.
- (136) de Onis, Onyango AW, Borghi E, Siyam A, Nishida C, Siekmann J. Development of a WHO growth reference for school-aged children and adolescents. *Bull World Health Organ* 2007; 85(9):660-667.

- (137) Ferron C, Narring F, Cauderay M, Michaud PA. Sport activity in adolescence: associations with health perceptions and experimental behaviours. *Health Educ Res* 1999; 14(2):225-233.
- (138) Allen KL, Byrne SM, Blair EM, Davis EA. Why do some overweight children experience psychological problems? The role of weight and shape concern. *Int J Pediatr Obes* 2006; 1(4):239-247.
- (139) Segovia J, Bartlett RF, Edwards AC. Health status and health practices-Alameda and beyond. *Int J Epidemiol* 1991; 20(1):259-263.
- (140) Matt GE, Quintana PJ, Destailats H, Gundel LA, Sleiman M, Singer BC et al. Thirdhand tobacco smoke: emerging evidence and arguments for a multidisciplinary research agenda. *Environ Health Perspect* 2011; 119(9):1218-1226.
- (141) Ruckinger S, Rzehak P, Chen CM, Sausenthaler S, Koletzko S, Bauer CP et al. Prenatal and postnatal tobacco exposure and behavioral problems in 10-year-old children: results from the GINI-plus prospective birth cohort study. *Environ Health Perspect* 2010; 118(1):150-154.
- (142) Haley NJ, Colosimo SG, Axelrad CM, Harris R, Sepkovic DW. Biochemical validation of self-reported exposure to environmental tobacco smoke. *Environ Res* 1989; 49(1):127-135.

- (143) Martínez-Sánchez JM, Fernández E, Fu M, Pascual JA, Ariza C, Agudo A et al. Assessment of exposure to secondhand smoke by questionnaire and salivary cotinine in the general population of Barcelona, Spain (2004-2005). *Prev Med* 2009; 48(3):218-223.
- (144) Rubin KH, Coplan RJ, Bowker JC. Social withdrawal in childhood. *Annu Rev Psychol* 2009; 60:141-171.
- (145) Trainor S, Delfabbro P, Anderson S, Winefield A. Leisure activities and adolescent psychological well-being. *J Adolesc* 2010; 33(1):173-186.
- (146) Overpeck MD, Moss AJ. Children's exposure to environmental cigarette smoke before and after birth. Health of our nation's children, United States, 1988. *Adv Data* 1991;(202):1-11.
- (147) Chronis AM, Lahey BB, Pelham WE, Jr., Williams SH, Baumann BL, Kipp H et al. Maternal depression and early positive parenting predict future conduct problems in young children with attention-deficit/hyperactivity disorder. *Dev Psychol* 2007; 43(1):70-82.
- (148) Johnson JL, Leff M. Children of substance abusers: overview of research findings. *Pediatrics* 1999; 103(5):1085-1099.
- (149) Loeber R, Hipwell A, Battista D, Semboer M, Stouthamer-Loeber M. Intergenerational transmission of multiple problem behaviors: prospective relationships between mothers and daughters. *J Abnorm Child Psychol* 2009; 37(8):1035-1048.

- (150) Galán I, Meseguer CM, León CM, Cantero JL, Gandarillas A, Febrel C et al. Validity of adolescent self-reported smoking [Validez de la medición del consumo de tabaco autodeclarado en población juvenil]. *Gac Sanit.* 2000;14(Suppl 2):85.
- (151) Johnson-Kozlow M, Wahlgren DR, Hovell MF, Flores DM, Liles S, Hofstetter CR et al. Adolescents validly report their exposure to secondhand smoke. *J Clin Epidemiol* 2010; 63(8):914-919.
- (152) Okoli CT, Kelly T, Hahn EJ. Secondhand smoke and nicotine exposure: a brief review. *Addict Behav* 2007; 32(10):1977-1988.
- (153) Lee DJ, Arheart KL, Trapido E, Soza-Vento R, Rodriguez R. Accuracy of parental and youth reporting of secondhand smoke exposure: the Florida youth cohort study. *Addict Behav* 2005; 30(8):1555-1562.
- (154) Galán I, Mata N, Estrada C, Díez-Gañan L, Velazquez L, Zorrilla B et al. Impact of the "Tobacco control law" on exposure to environmental tobacco smoke in Spain. *BMC Public Health* 2007; 7:224.

9. ÍNDICE DE TABLAS Y FIGURAS

9.1. Índice de Tablas

9.1.1. Objetivo 1

Tabla 1. Valor medio y desviación estándar de las respuestas a cada ítem del GHQ-12, porcentaje de sujetos clasificados como casos y porcentaje de respuesta para cada opción e ítem.

Tabla 2. Correlación entre los ítems y la escala global del GHQ-12. Valores del alfa de Cronbach al eliminar el ítem correspondiente.

Tabla 3. Análisis Factorial Exploratorio. Cargas factoriales para cada ítem y varianza explicada.

Tabla 4. Análisis Factorial Confirmatorio del modelo de Graetz ²⁵. Índices de bondad del ajuste para cada uno de los modelos.

Tabla 5. Análisis Factorial Confirmatorio del modelo de Graetz ²⁵. Valores de t y errores estándar para las cargas factoriales.

9.1.2. Objetivo 2

Tabla 1. Prevalencia y odds ratios (OR) de malestar psicológico según variables sociodemográficas.

Tabla 2. Prevalencia y odds ratios (OR) de malestar psicológico según conductas y otros factores de riesgo para la salud.

Tabla 3. Asociación entre la agregación de hábitos de riesgo y el malestar psicológico.

9.1.3. Objetivo 3

Tabla 1. Prevalencia de exposición a humo ambiental de tabaco (HAT), según variables sociodemográficas, en adolescentes no fumadores.

Tabla 2. Distribución del tiempo de exposición a humo ambiental de tabaco (HAT) y prevalencia de malestar psicológico según el tiempo de exposición, en adolescentes no fumadores.

Tabla 3. Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC 95%) de malestar psicológico según duración de la exposición a humo ambiental de tabaco (HAT) en el hogar, en adolescentes no fumadores.

Tabla 4. Odds ratios (OR) e intervalos de confianza (IC 95%) de malestar psicológico según duración de la exposición a humo ambiental de tabaco (HAT) fuera del hogar, en adolescentes no fumadores.

9.2. Índice de Figuras

9.2.1. Objetivo 1.

Figura 1. Diagrama de flujo del modelo tridimensional propuesto por Graetz²⁵. Se presentan de izquierda a derecha la varianza del ítem no explicada por su factor, las correlaciones de los ítems con su factor correspondiente, y las correlaciones entre los distintos factores.

10. APÉNDICE: artículos publicados a partir de esta tesis doctoral.

Confirmatory factor analysis of the General Health Questionnaire (GHQ-12) in Spanish adolescents

Alicia Padrón · Iñaki Galán · María Durbán ·
Ana Gandarillas · Fernando Rodríguez-Artalejo

Accepted: 29 September 2011 / Published online: 14 October 2011
© Springer Science+Business Media B.V. 2011

Abstract

Purpose To evaluate the factor structure of the 12-item General Health Questionnaire (GHQ-12) in a population of Spanish adolescents.

Methods Cross-sectional study among 4,146 individuals (mean age 16.3 years). The students completed a health questionnaire that included the GHQ-12. A confirmatory factor analysis (CFA) was conducted with four factor structure models. Three of the models were theory-driven:

unidimensional, two-dimensional (positive and negative questions), model proposed by Graetz (anxiety and depression, social dysfunction, loss of confidence); and the fourth model was based on our exploratory factor analysis (EFA).

Results The Cronbach's alpha for internal consistency was 0.82. A three-dimensional structure was identified in the EFA. The first factor included items 1, 2, 5, 6, 7, and 9 of the GHQ-12; the second, items 3, 10, and 11; and the third, items 4, 8, and 12. The three factors together explained 53.7% of the variance. The model with the best fit in the CFA was the three-dimensional model proposed by Graetz, followed by the three-dimensional model derived from the EFA. These two models had acceptable goodness-of-fit indices.

Conclusions In an adolescent population from Southern Europe, the GHQ-12 showed high internal consistency. The factor structure that best fitted the data was the Graetz three-dimensional model. However, the high correlations observed between factors suggest that the GHQ-12 should be used as a unidimensional scale, as currently done.

A. Padrón
Public Health Centre, Area 10. Consejería de Sanidad
de Madrid. C/Francisco Gasco Santillán 2, portal B 2º,
Getafe, Spain

I. Galán (✉)
National Centre for Epidemiology, Instituto de Salud Carlos III,
Madrid. C/Monforte de Lemos 5, Madrid, Spain
e-mail: igalan@isciii.es

I. Galán · F. Rodríguez-Artalejo
Department of Preventive Medicine and Public Health. School of
Medicine, Universidad Autónoma de Madrid/IdiPAZ,
C/Arzobispo Morcillo 2, Madrid, Spain

M. Durbán
Department of Statistics and Econometrics,
Universidad Carlos III de Madrid, C/Madrid 126, Getafe, Spain

A. Gandarillas
Department of Epidemiology, Consejería de Sanidad de Madrid,
C/Julián Camarillo 4, Madrid, Spain

F. Rodríguez-Artalejo
CIBER of Epidemiology and Public Health (CIBERESP),
C/Melchor Fernandez Almagro 3-5, Madrid, Spain

Keywords Mental health · Confirmatory factor analysis ·
Adolescents · Health survey · Spain

Abbreviations

GHQ	General Health Questionnaire
CFA	Confirmatory Factor Analysis
EFA	Exploratory Factor Analysis
RMSEA	Root Mean Square Error of Approximation
CFI	Comparative Fit Index
GFI	Goodness-of-Fit Index
ECVI	Expected Cross-Validation Index
AIC	Akaike Information Criterion

Introduction

The prevalence of mental disorders among people aged 12–24 years ranges from 8 to 57%, according to different studies, and it is considered that an average of one in every five young people will suffer from some type of mental health problem [1]. Some psychological disorders that begin in adolescence persist into adulthood, but they may improve if treated early [2].

The General Health Questionnaire (GHQ) is a self-administered questionnaire to assess psychiatric disorders [3]. It was designed by Goldberg to be used in non-psychiatric clinical settings [4]. Nevertheless, the GHQ is also widely used as a health questionnaire in healthy community settings [3]. The shortest version consists of 12 items (GHQ-12) and has shown satisfactory validity and reliability in several studies [3, 5–8].

Although the GHQ was originally aimed at the adult population, it has also been used with success in adolescents [9–14]. French and Tait [10] showed that children aged 11–15 years interpret the GHQ in a manner similar to adults.

The GHQ was designed originally as a unidimensional scale. However, several papers have explored its possible dimensions. Even Goldberg himself developed a scaled version of the GHQ. According to him “it was intended for studies in which an investigator requires more information than is provided by a single severity score”. Since then various studies have shown different dimensions in the structure of the GHQ versions and, in particular, in the GHQ-12 [6, 7, 13–16]. The three-dimensional model proposed by Graetz consists of the following dimensions: anxiety and depression (which includes items 2, 5, 6, and 9), anhedonia and social dysfunction (items 1, 3, 4, 7, 8, and 12) and loss of confidence or self-esteem (items 10 and 11) and is usually considered to be the most appropriate [9, 10, 16–19]. However, there is no consensus as to the validity or usefulness of the different dimensions.

Little information is available on the psychometric characteristics of the GHQ-12 in adolescents from Southern Europe. In Spain, one study has assessed its internal consistency and explored its dimensions [13]; to date, however, no confirmatory factor analysis (CFA) has been conducted to evaluate the factor structure of the GHQ-12 and to assess how well it fits with different theory-driven models formulated a priori. The objective of this study was to evaluate the factor structure of the GHQ-12 by using CFA in a population of Spanish adolescents.

Methods

Study design and population

The study data were drawn from the Non-Communicable Diseases Risk Factor Surveillance System (*Sistema de*

Vigilancia de Factores de Riesgo de Enfermedades No Transmisibles-SIVFRENT) targeting the adolescent population. This system monitors the principal health-related lifestyles in a representative sample of the population in the 4 year of Compulsory Secondary Education in the region of Madrid [20].

The study participants were selected through two-stage cluster sampling, with the first-stage units (schools) stratified by area (city of Madrid and other municipalities) and type of school (public or private). The questionnaire was self-administered in the classroom under the guidance of experienced field workers. The participation of schools and students was voluntary, after obtaining informed consent. For this study, we analyzed data from 4,146 adolescents that completed the survey in 2008 and 2009 in 94 schools, which included 185 classrooms.

The response rate was 81.3% for all the selected schools and 90.9% for students within the schools (8.3% were absent on the day of the survey, 0.08% refused to participate, and 0.7% questionnaires were removed due to inconsistent responses). Thus, the overall study response (schools and students) was 73.9%. We collected data from 4,210 students. There was some relevant information missing from 1.5% of the questionnaires. The data from those students were excluded, so that the final analytical sample consisted of 4,146 individuals.

Questionnaire

The questionnaire included the GHQ-12, validated in Spanish by Lobo and Muñoz [3]. The GHQ-12 items can be classified as either positively or negatively worded. An item is considered to be positively worded (6 items) if it refers to health. The response options range from “More than usual” to “Much less than usual.” Items that refer to disease are considered to be negatively worded (6 items). The response options range from “Not at all” to “Much more than usual.” Responses are assigned to a 4-point Likert scale. The score for each response on the GHQ-12 ranges from 0 to 3, with the overall score ranging from 0 to 36. A cut-point of 12 or higher was used to classify subjects as “cases” [5].

Statistical analysis

We first calculated the distribution of the scores on each question and on the overall scale, estimating the percentage of individuals with the highest scores (ceiling effect) and the lowest scores (floor effect). Reliability or internal consistency was evaluated by the Cronbach’s alpha coefficient. EFA was subsequently conducted using the method of principal components analysis. The criteria for selecting the number of factors were the eigenvalues (minimum

value close to 1) and their graphic representation (scree plot). An oblique rotation (promax = 2) was used to identify and characterize these factors. Although the Promax-rotation is similar to the Oblimin-rotation, we preferred the Promax-rotation because it is computationally faster for large datasets [21]. To assign an item to a particular factor, we selected factor loadings equal to or greater than 0.4 [22].

A CFA was then performed with four factor structure models: (1) unidimensional; (2) two-dimensional: positively and negatively worded items; (3) three-dimensional, as proposed by Graetz [16]: anxiety and depression (four negative items: 2, 5, 6, and 9), anhedonia and social dysfunction (six positive items: 1, 3, 4, 7, 8, and 12), and loss of confidence or self-esteem (two negative items: 10, 11); (4) dimensionality obtained from the EFA.

We conducted an EFA before the CFA for various reasons. First, because few EFA have been carried on adolescents [6, 13, 14] and only one of them was done in Spain [13]. Second, because in most CFA in adolescents, the three-dimensional model proposed by Graetz [16] showed the best fit to the data; that model, however, was derived from a study in an adult population. Given that CFA only assesses models specified a priori, we decided to test a model obtained in our study population.

The selection of the rest of the models was based on a literature review. The model most strongly supported by studies with CFA is that of Graetz [9, 10, 16–19]. The unidimensional model was also used because the GHQ-12 was designed as an overall scale; in addition, some authors who identified several dimensions with the CFA recommended using a unidimensional model to obtain a uniform score [9, 10]. Other authors have assessed the existence of two dimensions, one with the positively worded items and the other with the negatively worded items [23], and there has even been a study of possible response bias for the negatively worded items [24]. Lastly, French and Tait [10] also suggested that a two-dimensional model of positive and negatively worded items can be obtained by grouping the first and third factors in the Graetz [16] model, which they found to be highly correlated.

The CFA parameters were estimated using the generalized weighted least squares method using asymptotic covariance matrix. The use of the asymptotic matrix relaxes the hypothesis on the distribution of the observed variables and improves the fit and the statistics used in the tests [25]. To evaluate the models, we considered various indicators of goodness-of-fit. The Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) measures the discrepancy between the observed covariance matrix and the one adjusted by the model [26]. An RMSEA of less than 0.05 is considered to indicate a good model fit, and an RMSEA of less than 0.08 is considered a reasonable fit. The

Comparative Fit Index (CFI) and the Goodness-of-Fit Index (GFI) evaluate the improvement in the fit in comparison with a simpler model [27], generally one that assumes independence among the items. These indices vary between 0 and 1, and values over 0.95 are considered acceptable [28]. The Expected Cross-Validation Index (ECVI) also compares models [29], with a lower value indicating better model fit. The Akaike Information Criterion (AIC), which penalizes the likelihood function based on the number of parameters in the model, is used in a similar way. A model with lower AIC is considered more plausible than one with a higher AIC. Lastly, for the best fitting model, we also assessed the standard errors and *t* values of the factor loadings.

The descriptive analyses and the EFA were performed with SPSS 16.0 for Windows (2008 SPSS Inc., Chicago, IL, USA). For the CFA, LISREL 8.8 for Windows (Scientific Software International Inc., Lincolnwood, IL, USA) was used.

Results

The mean age of the study participants was 16.3 years (range 13.7–18.7 years) and 51.6% were women.

The mean GHQ-12 score was 10.9 (SD = 5.3). Taking greater than or equal to 12 as the cut-point, 38.5% of participants were considered as cases. Table 1 shows the mean score for each item and the percentage of responses in each response category. The items with the highest mean scores were 1, 2, and 5; of these, item 5 “Have you felt constantly under strain?” was notable for having the highest score. About 0.2% of the sample had zero points on the overall scale, and only one person had the maximum score.

The Cronbach’s alpha for internal consistency of the GHQ-12 was 0.82. Table 2 shows the correlation of each item with the overall scale, and the Cronbach’s alpha after eliminating the corresponding item. Item 4 “Have you felt capable of making decisions about things?” had the lowest correlation coefficient (0.358). For the rest of the items, the correlations with the overall scale ranged between 0.492 and 0.742. The Cronbach’s alpha did not change substantially when eliminating the corresponding item.

The EFA suggests a three-dimensional structure. All the factor loadings that permit assignment of an item to a specific factor exceeded 0.4 (Table 3). The first factor includes items 1, 2, 5, 6, 7, and 9 and explains 34.7% of the variance. The second factor includes items 3, 10, and 11 and explains 10.9% of the variance. And the third one includes items 4, 8, and 12 and explains 8.2% of the variance. The three factors together explain 53.7% of the variance.

Table 1 Mean and standard deviation of replies to each item in the GHQ-12, percentage of subjects classified as cases, and score distribution for each item

GHQ-12 items	Mean	SD ^a	Score ^b			
			0	1	2	3
Have you...						
1. Been able to concentrate on whatever you are doing?	1.14	0.58	8.1%	71.8%	17.5%	2.7%
2. Lost much sleep over worry?	1.02	0.91	34.6%	34.4%	24.9%	6.1%
3. Felt that you were playing a useful part in things?	0.99	0.58	14.8%	73.4%	9.3%	2.6%
4. Felt capable of making decisions about things?	0.76	0.58	30.7%	63.0%	5.4%	1.0%
5. Felt constantly under strain?	1.32	0.93	22.7%	31.9%	35.3%	10.1%
6. Felt that you could not overcome your difficulties?	0.99	0.93	37.5%	32.3%	23.9%	6.4%
7. Been able to enjoy your normal day-to-day activities?	0.98	0.58	16.8%	69.3%	12.8%	1.1%
8. Been able to face up to your problems?	0.94	0.6	19.5%	67.7%	11.4%	1.4%
9. Been feeling unhappy and depressed?	0.92	0.97	45.2%	23.7%	24.8%	6.3%
10. Been losing confidence in yourself?	0.54	0.82	64.2%	19.5%	13.5%	2.7%
11. Been thinking of yourself as a worthless person?	0.37	0.75	75.9%	13.6%	7.5%	3.0%
12. Been feeling reasonably happy, all things considered?	0.91	0.63	22.5%	64.9%	10.8%	1.8%
Mean overall score	10.94	5.31				
Classified as cases (score ≥ 12) %	38.5%					

^a SD standard deviation^b Higher scores indicate a worst situation in each item**Table 2** Correlation between items and overall GHQ-12 scale

GHQ-12 items	Correlation of item with overall scale	Cronbach's alpha when eliminating each item
Have you...		
1. Been able to concentrate on whatever you are doing?	0.499	0.817
2. Lost much sleep over worry?	0.591	0.814
3. Felt that you were playing a useful part in things?	0.495	0.817
4. Felt capable of making decisions about things?	0.358	0.826
5. Felt constantly under strain?	0.639	0.809
6. Felt that you could not overcome your difficulties?	0.701	0.800
7. Been able to enjoy your normal day-to-day activities?	0.507	0.816
8. Been able to face up to your problems?	0.492	0.817
9. Been feeling unhappy and depressed?	0.742	0.795
10. Been losing confidence in yourself?	0.690	0.801
11. Been thinking of yourself as a worthless person?	0.656	0.804
12. Been feeling reasonably happy, all things considered?	0.562	0.812
Cronbach's alpha	0.824	

Cronbach's alpha when eliminating the corresponding item

In the CFA, all the models had an RMSEA of less than 0.08 and the values for the rest of the indicators were acceptable, but only Graetz's three-dimensional model [16] had an RMSEA of less than 0.06 (Table 4). In general, the best results for all the goodness-of-fit indices were obtained with this model. The second best goodness-of-fit indices were obtained with the model derived from the EFA, whereas the unidimensional model yielded the worst

values. For Graetz's three-dimensional model, the *t* values for the factor loadings were statistically significant (Table 5).

The factors in the three-dimensional model proposed by Graetz [16] were highly correlated (Fig. 1). The correlation was 0.84 between the first and third factor, 0.74 between the second and third factor, and 0.72 between the first and second factor. Given the high correlation between-factor 1

Table 3 Exploratory factor analysis of the GHQ-12

GHQ-12 items	Factor loadings		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Have you...			
1. Been able to concentrate on whatever you are doing?	0.50		
2. Lost much sleep over worry?	0.72		
3. Felt that you were playing a useful part in things?		0.55	
4. Felt capable of making decisions about things?			0.72
5. Felt constantly under strain?	0.70		
6. Felt that you could not overcome your difficulties?	0.47		
7. Been able to enjoy your normal day-to-day activities?	0.54		
8. Been able to face up to your problems?			0.63
9. Been feeling unhappy and depressed?	0.54		
10. Been losing confidence in yourself?		0.75	
11. Been thinking of yourself as a worthless person?		0.80	
12. Been feeling reasonably happy, all things considered?			0.41
% of variance explained by each factor	34.7%	10.9%	8.2%
% of total variance explained by all three factors: 53.7%			

Factor loadings for each item and proportion of variance explained

Table 4 Confirmatory factor analysis of the GHQ-12

Models ¹	χ^2	DF	RMSEA (90% CI)	GFI	CFI	ECVI	AIC
Unidimensional	1,370.9	54	0.077 (0.073–0.080)	0.98	0.96	0.34	1,418.9
Two-dimensional (positive and negative items)	1,041.6	53	0.067 (0.064–0.071)	0.99	0.97	0.26	1,095.6
Three-dimensional (Graetz)	774.61	51	0.057 (0.054–0.061)	0.99	0.98	0.19	798.1
Three-dimensional (EFA)	801.21	51	0.062 (0.058–0.065)	0.99	0.98	0.22	909.2

Goodness-of-fit indices for each model

 χ^2 chi-square, *DF* degrees of freedom, *RMSEA* root mean square error of approximation, *GFI* goodness-of-fit index, *CFI* comparative fit index, *ECVI* expected cross-validation index, *AIC* akaike information criterion, *EFA* exploratory factor analysis¹Models

Unidimensional: Factor 1: 1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12

Two-dimensional: Factor 1: 1,3,4,7,8,12; Factor 2: 2,5,6,9,10,11

Three-dimensional (Graetz): Factor 1: 2,5,6,9; Factor 2: 1,3,4,7,8,12; Factor 3: 10,11

Three-dimensional (EFA) : Factor 1: 1,2,5,6,7,9; Factor 2: 3,10,11; Factor 3: 4,8,12

and 3, a nested model with two factors was also fitted. The Chi-square difference was 314.3 with 2 degrees of freedom, so that the model with three factors was preferred. Similar results were obtained when the model was compared with other nested models.

Discussion

In Spanish adolescents, our results show that the GHQ-12 has a high internal consistency and that the three-factor structure proposed by Graetz [16] yields the best fit in the CFA. However, the high between-factor correlation observed may question the use of the GHQ-12 beyond a unidimensional scale.

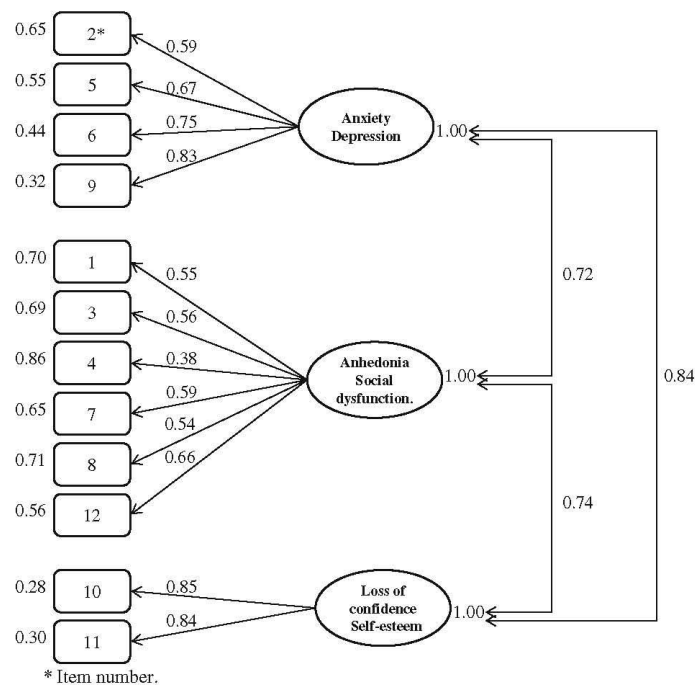
The satisfactory value that we obtained for the Cronbach's alpha is consistent with the values in the range 0.81–0.88 reported in other healthy adolescent populations [6, 10, 11, 13, 14, 30]. We did not calculate the Cronbach's alpha of the different subscales because its use is controversial when the measurement scale is composed by very few items. This is the case with factors 2 and 3 of the Exploratory Factor Analysis, because each of them comprises only 3 items, which is considered to be the minimum number for a scale aiming to explore a factor [31]. Moreover, we considered that the reliability of one test, assessed with the Cronbach's alpha, is meaningful only when it is composed by a number of items combined to represent a

Table 5 Confirmatory factor analysis of Graetz's model. Factor loadings for each item

GHQ-12 items	Factor loadings		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Have you...			
1. Been able to concentrate on whatever you are doing?	0.55 ^a (0.02 ^b) 24.99 ^c		
2. Lost much sleep over worry?		0.59 (0.02) 38.76	
3. Felt that you were playing a useful part in things?	0.56 (0.02) 25.30		
4. Felt capable of making decisions about things?	0.38 (0.02) 15.43		
5. Felt constantly under strain?		0.67 (0.01) 50.73	
6. Felt that you could not overcome your difficulties?		0.75 (0.01) 62.80	
7. Been able to enjoy your normal day-to-day activities?	0.59 (0.02) 31.28		
8. Been able to face up to your problems?	0.54 (0.02) 25.63		
9. Been feeling unhappy and depressed?		0.83 (0.01) 82.06	
10. Been losing confidence in yourself?			0.85 (0.01) 64.95
11. Been thinking of yourself as a worthless person?			0.84 (0.01) 100.02
12. Been feeling reasonably happy, all things considered?	0.66 (0.02) 36.35		

^a Factor loadings estimates; ^b Standard errors; ^c t values

Fig. 1 Flow diagram of the three-dimensional model proposed by Graetz for the GHQ-12. Presented from *left to right*: variance of item not explained by its factor, correlations of items with their corresponding factor, and correlations between factors



global single summative score, and this is not the case of our subscales. The mean GHQ-12 score is also similar to that found in other studies with non-clinical adolescent populations [10, 14]. To our knowledge, most

of the articles that assessed the validity and/or reliability of the GHQ-12 in adolescents are based in healthy community samples, such as ours. The ceiling/floor effects of the overall scale were small.

A three-dimensional structure of the GHQ-12 was identified with EFA. The first dimension includes items 1, 2, 5, 6, 7, and 9. The second includes items 3, 10, and 11 and coincides with Graetz's [16] "loss of confidence" dimension plus item 3. The third dimension includes items 4, 8, and 12. This three-dimensional model explains 53.7% of the variance. Lopez-Castedo and Fernandez [13] obtained a two-dimensional model in an EFA of an adolescent population in Spain. The first factor (anxiety) included items 1, 2, 5, 6, 9, 10, and 11, and the second one (social dysfunction) included items 3, 4, 7, 8, and 12. This model is similar to the one obtained in our study. With the exception of items 3 and 7, our first two dimensions are the same as the "anxiety" dimension described by Lopez-Castedo and Fernandez [13]. However, their two-dimensional model explained less variance (37.8%) than ours did.

Politi et al. [6], in a study of 18-year-old men, identified two dimensions that explained 46.7% of the total variance. These were "general dysphoria", which included items 2, 5, 6, 9, 10, 11, and 12, and "social dysfunction" which included items 1, 3, 4, 7, 8, and 12. This model is also similar to the model of Lopez-Castedo and Fernandez [13].

Li et al. [14] identified two factors in Chinese adolescents that explained 53.3% of the variance. The first included items 1, 3, 4, 7, 8, and 12, and the second included 2, 5, 6, 9, 10, and 11. Their model classified the items as positive or negative and coincides with the model of Politi et al. [6]. With the exception of items 1, 3, and 7, our first two dimensions are the same as their second factor.

Few studies in adolescents have examined the GHQ-12 with CFA [9, 10, 14]. As far as we know, ours is the first such study in southern Europe. In the study of Li et al. [14], the models with the best fit were the two-dimensional model with 8 items, described by Kalliath et al. [32], followed by the three-dimensional model of Worsley and Gribbin [33] and Graetz's three-dimensional model with 12 items [16]. In our study, Graetz's model yielded the best fit in the CFA [16]. The results of the modification indices for the matrix of factor loadings and the measurement error covariance matrix showed that there were no additional paths that would significantly improve the fit of the hypothesized structural model.

This result is consistent with other studies in adolescents [9, 10], but the validity and usefulness of the different dimensions are subject to debate. The high between-factor correlations in the CFA, which have also been assessed in other studies [9, 10], suggests they are not independent and can be explained by signs and symptoms common to all the factors. For example, anxiety and depression can cause insomnia. In turn, depression can lead to lower self-esteem and social functioning. Furthermore, chronic stress promotes depression. The blurred boundaries between the factors of psychological distress, together with the statistical evidence of high correlations between the dimensions,

would support the use of the GHQ-12 only to obtain an overall score, without assigning too much value to the different dimensions.

Although a possible response bias between the positively and negatively worded statements has been investigated, we know of no study, including ours, in which the two-dimensional model of positively and negatively phrased items yields the best fit in the CFA. French and Tait [10] in a CFA with adults found that the model with the best fit was Graetz's three-dimensional model [16], but the correlations between the first and third dimensions (negatively phrased statements) were much higher than with the second dimension (positively phrased statements). For this reason, they suggested the possibility of a bias in the negatively worded items. But in our study, the correlations were only slightly higher between the first and third factor. Cheung [17] in an older population, obtained even higher correlations between the second and third factors than between the first and second. However, we find interesting that this important issue related with the possible response bias, which is beyond our current objectives, should be evaluated thoroughly in further analysis of the data.

In our study, the model derived from the EFA did not yield the best fit in the CFA. This is not uncommon [34] because the possible sources of model misfit are not in the EFA. In CFA, it is usually assumed that each item loads on only one factor, whereas in EFA each item may depend on all the common factors, making it difficult to interpret the results. Furthermore, EFA does not allow evaluation of the model because identification of the factors is based on arbitrary cut-points, and it is not possible to use goodness-of-fit criteria. Li et al. [14] obtained similar results in the context of the GHQ-12.

Our study has some limitations. Specifically, although the response rate was quite high, it is possible that student absence on the day of the survey was related to some health problem that could affect the GHQ-12. However, given that only 8.3% of the students were absent during the survey, it could have only a modest impact on the results of the psychometric characteristics of the GHQ-12. The main strength of the study was its large size and the fact that it was representative of all students in upper Secondary Education in Madrid. This allowed considerable variation in the GHQ-12 score, so that the results can be extrapolated to similar populations.

Conclusions

We conclude that, in an adolescent population from Southern Europe, the GHQ-12 has shown good psychometric characteristics. Also the factor structure that best fitted the data in CFA was the Graetz three-dimensional model [16]. However, the high correlations observed

between factors suggest that the GHQ-12 should be used as a unidimensional scale, as currently done.

Acknowledgments This work was funded by the Madrid Regional Authority for Health, Spain. We thank the interviewers and respondents as well as Miguel de la Fuente for the fieldwork support.

Conflict of interest None.

References

- Patel, V., Flisher, A. J., Hetrick, S., & McGorry, P. (2007). Mental health of young people: A global public-health challenge. *Lancet*, 369, 1302–1313.
- Fombonne, E. (1998). Increased rates of psychosocial disorders in youth. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 248, 14–21.
- Lobo, A., & Muñoz, P. E. (1996). *Cuestionario de salud general GHQ (General Health Questionnaire)*. Guía para el usuario de las distintas versiones en lengua española validadas. Barcelona: Masson.
- Goldberg, D. P., & Blackwell, B. (1970). Psychiatric illness in general practice. A detailed study using a new method of case identification. *British Medical Journal*, 1, 439–443.
- Goldberg, D. P., Gater, R., Sartorius, N., Ustun, T. B., Piccinelli, M., Gureje, O., et al. (1997). The validity of two versions of the GHQ in the WHO study of mental illness in general health care. *Psychological Medicine*, 27, 191–197.
- Politi, P. L., Piccinelli, M., & Wilkinson, G. (1994). Reliability, validity and factor structure of the 12-item General Health Questionnaire among young males in Italy. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 90, 432–437.
- Sanchez-Lopez, M. P., & Dresch, V. (2008). The 12-Item General Health Questionnaire (GHQ-12): Reliability, external validity and factor structure in the Spanish population. *Psicothema*, 20, 839–843.
- Schmitz, N., Kruse, J., Heckrath, C., Alberti, L., & Tress, W. (1999). Diagnosing mental disorders in primary care: The General Health Questionnaire (GHQ) and the Symptom Check List (SCL-90-R) as screening instruments. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 34, 360–366.
- Sweeting, H., Young, R., & West, P. (2009). GHQ increases among Scottish 15 year olds 1987–2006. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 44, 579–586.
- French, D. J., & Tait, R. J. (2004). Measurement invariance in the General Health Questionnaire-12 in young Australian adolescents. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 13, 1–7.
- Tait, R. J., French, D. J., & Hulse, G. K. (2003). Validity and psychometric properties of the General Health Questionnaire-12 in young Australian adolescents. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 37, 374–381.
- Banks, M. H. (1983). Validation of the General Health Questionnaire in a young community sample. *Psychological Medicine*, 13, 349–353.
- Lopez-Castedo, A., & Fernandez, L. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of the 12-item General Health Questionnaire in adolescents. *Perceptual and Motor Skills*, 100, 676–680.
- Li, W. H., Chung, J. O., Chui, M. M., & Chan, P. S. (2009). Factorial structure of the Chinese version of the 12-item General Health Questionnaire in adolescents. *Journal of Clinical Nursing*, 18, 3253–3261.
- Werneke, U., Goldberg, D. P., Yalcin, I., & Ustun, B. T. (2000). The stability of the factor structure of the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, 30, 823–829.
- Graetz, B. (1991). Multidimensional properties of the General Health Questionnaire. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 26, 132–138.
- Cheung, Y. B. (2002). A confirmatory factor analysis of the 12-item General Health Questionnaire among older people. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 17, 739–744.
- Gao, F., Luo, N., Thumboo, J., Fones, C., Li, S. C., & Cheung, Y. B. (2004). Does the 12-item General Health Questionnaire contain multiple factors and do we need them? *Health and Quality of Life Outcomes*, 2, 63.
- Shevlin, M., & Adamson, G. (2005). Alternative factor models and factorial invariance of the GHQ-12: A large sample analysis using confirmatory factor analysis. *Psychological Assessment*, 17, 231–236.
- Consejería de Sanidad. (2009) Informe sobre hábitos de salud en la población juvenil de la Comunidad de Madrid. Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid 15 n°2. Retrieved from (<http://www.madrid.org/cs/Satellite?blobcol=urldata&blobheader=application%2Fpdf&blobheadername1=Content-isposition&blobheadername2=cadena&blobheadervalue1=filename%3DFebrero2009.pdf&blobheadervalue2=language%3Des%26site%3DPortalSalud&blobkey=id&blobtable=MungoBlobs&blobwhere=1220583125549&ssbinary=true>) Accessed 23 December 2010.
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston: Pearson Education Inc.
- Watson, R., & Thompson, D. R. (2006). Use of factor analysis in journal of advanced nursing: Literature review. *The Journal of Advanced Nursing*, 55, 330–341.
- Andrich, D., & van Schoubroeck, L. (1989). The General Health Questionnaire: A psychometric analysis using latent trait theory. *Psychological Medicine*, 19, 469–485.
- Hankins, M. (2008). The factor structure of the twelve item General Health Questionnaire (GHQ-12): The result of negative phrasing? *Clinical Practice and Epidemiology in Mental Health*, 4, 10.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Lincolnwood, USA: Scientific Software International.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. Scott-Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Newbury Park: Sage Publications.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models 2. *Psychological Bulletin*, 107, 238–246.
- Hu, Y., Stewart-Brown, S., Twigg, L., & Weich, S. (2007). Can the 12-item General Health Questionnaire be used to measure positive mental health. *Psychological Medicine*, 37, 1005–1013.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behaviour Research*, 24, 445–455.
- Tait, R. J., Hulse, G. K., & Robertson, S. I. (2002). A review of the validity of the General Health Questionnaire in adolescent populations. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 36, 550–557.
- Streiner, D. L. (1994). Figuring out factors: The use and misuse of factor analysis. *Canadian Journal of Psychiatry*, 39, 135–140.
- Kalliath, T. J., O'Driscoll, P. O., & Brough, P. (2004). A confirmatory factor analysis of the General Health Questionnaire-12. *Stress and Health*, 20, 11–20.
- Worsley, A., & Gribbin, C. C. (1977). A factor analytic study on the twelve item general health questionnaire. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 11, 260–272.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: The Guilford Press.

Behavioral Risk Factors and Mental Health: Single and Cluster Associations in Spanish Adolescents

Alicia Padrón, MD,* Iñaki Galán, PhD,†‡ Fernando Rodríguez-Artalejo, PhD‡§

ABSTRACT: *Objective:* The risk factors associated with mental health in adolescents are not well known in the general population of Mediterranean countries. Therefore, this study aimed to identify individual and clustered behavioral risk factors for psychological distress. *Methods:* Cross-sectional study conducted between 2008 and 2009 among 4054 students representative of those in the fourth year of secondary education in the region of Madrid (Spain). Mental health was assessed using the General Health Questionnaire, with psychological distress defined as a score ≥ 3 . The analyses were performed with logistic regression and adjusted for the main confounders. *Results:* Psychological distress was more frequent in those who did insufficient physical activity (odds ratio [OR], 1.23; 95% confidence interval [CI], 1.03–1.47), smokers (OR, 1.30; 95% CI, 1.07–1.59), and users of illegal drugs (OR, 1.46; 95% CI, 1.21–1.76). Psychological distress also showed a positive dose-response relationship with the number of risk behaviors for eating disorders (p for linear trend <0.001). Moreover, it was associated with both thin (OR, 1.37; 95% CI, 1.16–1.62) or very thin body image (OR, 2.15; 95% CI, 1.39–3.32) and perceived overweight (OR, 1.74; 95% CI, 1.40–2.15) or obesity (OR, 3.12; 95% CI, 2.23–4.37). Compared with individuals without classic risk behaviors (low physical activity, low consumption of fruits/vegetables, smoking, high-risk alcohol consumption), frequency of psychological distress was higher in those with 2 risk behaviors (OR, 1.47; 95% CI, 1.19–1.82) and was even greater in those with 3 or 4 risk behaviors (OR, 1.56; 95% CI, 1.21–2.01). *Conclusions:* During adolescence, psychological distress is associated with lifestyles, body image, and eating behaviors. Clustering of classic risk behaviors increases the likelihood of poor mental health.

(*J Dev Behav Pediatr* 33:698–704, 2012) **Index terms:** mental health, adolescents, health survey, risk factors, clustering.

The prevalence of mental disorders in young people ranges between 8% and 57% according to studies from several countries representing diverse social contexts.¹ Mental health has a great impact on morbidity and mortality given that in developed countries, neuropsychiatric problems are responsible for 22% of disability-adjusted life year,² a figure that is probably higher in adolescents.³

Various factors have been related to mental health problems in adolescence. There is consistent evidence of their association with smoking,⁴ illegal drugs,⁵ eating disorders,⁶ and self-perception of body image.⁷ However, the role of physical exercise,^{8,9} alcohol consumption,^{10,11} and body weight remains uncertain.⁷

Moreover, the relation between clustering of risk behaviors and mental health has scarcely been studied in adolescents, despite their great importance to public health. In fact, prevalence of clustered behaviors is high,

and it has been suggested that certain clusters of unhealthy behaviors are associated with poorer mental health.^{12,13} This comprehensive approach is in line with the multidimensional model of health, and it is useful for developing preventive interventions aimed at multiple rather than isolated risk factors.¹⁴

In a Mediterranean country, such as Spain, the prevalence of adolescent mental health disorders in individuals aged 15 years is 19.1%,¹⁵ which is within the range of other developed countries. However, notable differences in the frequency of health behaviors have been found between adolescents in European Mediterranean countries and those in the United States.¹⁶ The association of this different pattern of behavioral risks with mental health is unknown in the general adolescent population.

Accordingly, this study aimed to identify the behavioral risk factors for psychological distress among Spanish adolescents and to examine the relationship between the clustering of these risk factors and mental health.

METHODS

Study Design and Population

The data were taken from the Risk-Factor Surveillance System for Noncommunicable Diseases (Spanish acronym, SIVFRENT) in the adolescent population. This system monitors major health-related lifestyles in a representative sample of students of fourth-year secondary education in the region of Madrid (Spain). In Spain, secondary education

From the *Public Health Centre, Area 10, Madrid Regional Health Authority, Madrid, Spain; †National Centre for Epidemiology, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, Spain; ‡Department of Preventive Medicine and Public Health, School of Medicine, Universidad Autónoma de Madrid/IdiPAZ, Madrid, Spain; §CIBER of Epidemiology and Public Health (CIBERESP), Madrid, Spain.

Received April 2012; accepted July 2012.

Disclosure: The authors declare no conflicts of interest.

Address for reprints: Iñaki Galán, PhD, National Centre for Epidemiology, Instituto de Salud Carlos III, Madrid. C/ Monforte de Lemos 5, Madrid, Spain; e-mail: igalan@isciii.es.

Copyright © 2012 Lippincott Williams & Wilkins

is mandatory, and it consists of 4 academic courses between the ages of 11 or 12 through 15 or 16 years.

Schools were stratified by geographic area (the capital and all other municipalities) and type of school (public or private) with the probability of selection being proportional to the number of students enrolled. Two classrooms were selected randomly in each school. Students completed the questionnaire in the classroom in the presence of trained personnel. The average time needed to complete the questionnaire was 35 minutes. Participation of schools and students was voluntary after obtaining informed consent. Information was collected in 2008 and 2009 in 94 schools and 185 classrooms.

The response rate was 81.3% in the schools and 91.6% among students. A total of 8.3% of students did not participate because they were absent from class on the day of the survey, and 0.1% refused to participate. The overall study response (schools and students) was 74.5%.

Information was initially obtained from 4244 students. When the participants did not report the educational level or occupation of their parents, or their own weight and height to calculate the body mass index (BMI), these missing values were coded as a "no response" category, which was used in the analyses (Tables 1 and 2). For the remaining variables, information was lacking for up to 3.7% of the subjects, who were excluded from the analysis; also 0.8% of questionnaires were invalidated due to inconsistent replies. Thus, the final sample for analysis included 4054 individuals.

Study Variables

Mental health was assessed with the General Health Questionnaire (GHQ-12), which has been validated in Spain.¹⁷ Furthermore, this questionnaire has shown good psychometric properties in our study sample.¹⁸

The GHQ-12, as described by Goldberg et al,¹⁹ consists of 12 questions about the following issues: losing concentration, losing sleep, playing a useful part in things, making decisions, feeling under strain, overcoming difficulties, enjoying activities, facing problems, feeling depressed, losing confidence, feeling worthless, and feeling happy.

Each question has 4 response categories. The replies were classified using a binary (also known as "classical") scoring method in which the categories "much less than usual" and "same as usual" score 0 points, while "more than usual" and "much more than usual" score 1 point. The total score ranges from 0 to 12 points. We used a cutoff point of ≥ 3 to identify individuals with possible psychological distress.¹⁹

The sociodemographic variables collected were age, gender, place of birth, living with parents, living with siblings, and parents' employment status and educational level.

With respect to behavioral factors, we asked about performance in 19 types of physical activity and identified persons who did vigorous physical activity (>5 metabolic equivalent tasks) 3 or more times per week.

Using a brief food frequency questionnaire, we estimated fruit and vegetable consumption, classifying subjects according to whether they consumed 3 or more servings of fruits or vegetables per day. Students also reported smoking status, which was classified as current smoking (any frequency of smoking) or nonsmoking.

Alcohol intake was assessed with a quantity-frequency questionnaire on the consumption of 8 types of alcoholic beverages, separately for weekdays and weekends. The alcoholic beverages were converted into total alcohol intake in gram per day. Individuals meeting at least one of the following criteria were considered to be high-risk drinkers: (1) regular intake of ≥ 40 g/day (in boys) or ≥ 24 g/day (in girls), (2) having a binge drinking episode (consumption of ≥ 6 standard drink units in a single drinking session) in the past 30 days, and (3) having been drunk in the past 12 months. Drug users were considered to be those who had used any type of illegal substance in the past 12 months.

Information was also collected on 3 behavioral risk factors for eating disorders in the past 12 months: (1) not eating for 24 or more hours to lose weight or uphold their figure, (2) induced vomiting for weight loss or upholding their figure, and (3) use of laxatives, diuretics, or diet pills to lose weight or uphold their figure. Subjects were classified into 3 categories according to whether they had 0, 1, or 2 to 3 of these behaviors. Based on self-reported data, BMI was calculated as weight in kilograms divided by squared height in meters. Subjects were then classified as normal weight, thin/severely thin, overweight, and obese, according to the World Health Organization growth reference chart for school-aged children and adolescents.²⁰ Finally, students reported on their body image: whether they perceived themselves as very thin, thin, normal weight, or overweight/obese.

An aggregate variable was created for the following 4 risk behaviors: insufficient vigorous activity, low fruit/vegetable intake, smoking, and high-risk alcohol consumption. All 4 risk factors were present in only 158 individuals, and so we decided to combine categories 3 and 4.

Statistical Analysis

We calculated the prevalence of subjects with psychological distress (GHQ-12 score ≥ 3) and its 95% confidence interval (CI). Logistic regression models were then used to calculate odds ratios and their 95% CI for psychological distress according to sociodemographic variables and risk behaviors. The regression models were adjusted for all the variables simultaneously.

To assess the association between clustering of risk behaviors and psychological distress, we constructed 3 sequential logistic regression models. First, a crude model (model A); second, a model adjusting for sociodemographic variables, including age, gender, place of birth, living with parents or siblings or both, parents' employment status, and parents' educational level

Table 1. Prevalence and Odds Ratios (OR) of Psychological Distress by Sociodemographic Variables

Variables	n	% (95% CI)	OR ^a (95% CI)	<i>p</i>
Total, N	4054	37.0 (35.1–39.0)	NA	NA
Gender				
Male	1951	28.1 (25.7–30.4)	1 (ref)	
Female	2103	45.4 (43.0–47.8)	1.70 (1.43–2.02)	<.001
Age, years				
15	1515	35.6 (33.1–38.8)	1 (ref)	
16	1700	35.6 (32.9–38.4)	0.91 (0.78–1.06)	.205
17	839	42.6 (38.7–46.4)	0.99 (0.82–1.20)	.940
Country of birth				
Spain	3470	35.7 (33.8–37.7)	1 (ref)	
Other country	584	44.9 (40.5–49.3)	1.35 (1.11–1.65)	.003
Living with parents				
Two-parent family	3320	35.1 (33.0–37.2)	1 (ref)	
No 2-parent family	734	45.8 (42.4–49.2)	1.30 (1.08–1.57)	.007
Living with siblings				
Yes	3205	36.2 (34.2–38.1)	1 (ref)	
No	849	40.4 (36.4–44.4)	1.04 (0.88–1.24)	.623
Father's employment				
Employed	3650	36.0 (34.0–38.0)	1 (ref)	
Unemployed	300	47.3 (41.8–52.8)	1.23 (0.98–1.54)	.076
No response	104	44.2 (35.5–52.9)	0.87 (0.59–1.27)	.459
Mother's employment				
Employed	2914	37.4 (35.2–39.7)	1 (ref)	
Unemployed	1113	36.0 (33.1–39.0)	0.97 (0.82–1.15)	.741
No response	27	37.0 (18.4–55.6)	0.73 (0.30–1.76)	.481
Father's education				
University	1242	34.8 (31.4–38.2)	1 (ref)	
Secondary	999	35.7 (32.5–38.9)	1.32 (0.94–1.85)	.107
Primary	1086	36.7 (33.5–39.9)	0.93 (0.76–1.15)	.525
No formal education	236	47.5 (40.3–54.6)	0.97 (0.79–1.18)	.759
No response	491	41.1 (36.7–45.6)	1.10 (0.79–1.53)	.581
Mother's education				
University	1161	35.0 (31.5–38.5)	1 (ref)	
Secondary	1129	35.3 (32.3–38.4)	1.12 (0.78–1.61)	.524
Primary	1230	38.7 (35.9–41.5)	1.02 (0.83–1.26)	.847
No formal education	197	46.2 (38.5–53.9)	0.89 (0.72–1.11)	.315
No response	337	38.6 (33.2–44.0)	0.95 (0.67–1.34)	.763

^aOR calculated by logistic regression adjusting for the rest of the variables in Tables 1 and 2. CI, confidence interval; NA, not applicable.

(model B); and third, a model additionally adjusted for illegal drug use, behaviors related to eating disorders, reported BMI and body image (model C). We examined whether the associations of interest varied with age and gender using likelihood ratio tests, which compare models with and without interaction terms (the products of sex and age times risk behaviors). The *p* for linear trend was calculated for the variables eating disorders and clustering of behavioral risk factors.

The analyses were performed using the "Survey Data" procedures of Stata v.11.0 for Windows (1984-2010; StataCorp, College Station, TX), which takes account of the complex sampling design in the study.

RESULTS

In the total sample, 37% of participants (45.4% of girls and 28.1% of boys) had psychological distress (General Health Questionnaire-12 \geq 3). The frequency of

Table 2. Prevalence and Odds Ratios (OR) of Psychological Distress by Behavioral and Other Health Risk Factors

Variables	n	% (95% CI)	OR ^a (95% CI)	<i>p</i>
Vigorous physical activity, d/wk				
3 or more	2882	33.7 (31.5–35.9)	1 (ref)	
<3	1172	45.4 (42.5–48.3)	1.23 (1.03–1.47)	.021
Fruit and vegetable consumption, per d				
3 or more	2324	36.8 (34.6–38.9)	1 (ref)	
<3	1730	37.4 (34.8–40.0)	1.09 (0.96–1.23)	.193
Smoking				
Nonsmoker	2841	33.0 (31.0–35.0)	1 (ref)	
Smoker	1213	46.5 (43.1–49.9)	1.30 (1.07–1.59)	.009
Alcohol				
Non or low-risk drinker	2537	34.0 (31.7–36.3)	1 (ref)	
High-risk drinker	1517	42.1 (39.3–44.9)	1.05 (0.87–1.26)	.633
Illegal drugs				
Never or some lifetime use	3203	34.2 (32.2–36.1)	1 (ref)	
In the past 12 months	851	47.8 (44.2–51.5)	1.46 (1.21–1.76)	<.001
Eating disorders ^b				
No risk behavior	3646	33.7 (31.8–35.6)	1 (ref)	
1	301	63.8 (58.2–69.4)	2.34 (1.80–3.06)	<.001
2–3	107	75.7 (67.1–84.3)	3.25 (1.98–5.33)	<.001
<i>p</i> for linear trend			<0.001	
Body image				
Appropriate weight	2324	31.4 (29.2–33.6)	1 (ref)	
Very thin	84	48.8 (38.8–58.8)	2.15 (1.39–3.32)	.001
Somewhat thin	602	36.0 (32.0–40.1)	1.37 (1.16–1.62)	<.001
Overweight	831	44.6 (41.0–48.3)	1.74 (1.40–2.15)	<.001
Obese	213	67.1 (61.0–73.3)	3.12 (2.23–4.37)	<.001
Reported body mass index				
Normal weight	3216	37.3 (35.2–39.3)	1 (ref)	
Thin/severe thin	75	32.0 (22.8–41.2)	0.69 (0.44–1.09)	.107
Overweight	492	30.9 (26.7–35.1)	0.65 (0.50–0.84)	.002
Obese	100	44.0 (32.3–55.7)	0.89 (0.56–1.42)	.627
No response	171	49.1 (41.4–56.9)	1.17 (0.82–1.68)	.389

^aOR calculated by logistic regression adjusting for the rest of the variables in Tables 1 and 2. ^bEating disorders: Number of risk behaviors (0–3). CI, confidence interval.

psychological distress was higher in immigrants (44.9%; 95% confidence interval [CI], 40.5–49.3) than in those born in Spain (35.7%; 95% CI, 33.8–37.7) (Table 1).

In the multivariate analyses, the frequency of psychological distress was higher in girls, in persons born outside of Spain, and in those who did not live in a 2-parent family (Table 1). It was also higher in those who did insufficient physical activity, smokers, and illegal drug users. Furthermore, psychological distress showed a positive dose-response relationship with the number of risk behaviors for eating disorders (*p* for linear trend <.001). It was also associated with having a thin or very thin body image and with perceived overweight or obesity (Table 2). Comparing with adolescents with normal weight, psychological distress was less frequent in adolescents with

overweight after controlling for the main confounders (odds ratio [OR], 0.65; 95% CI, 0.50–0.84) (Table 2).

Smoking showed a strong association with psychological distress in younger individuals, with an OR of 1.80 (95% CI, 1.28–2.52) at 15 years of age, 0.99 (95% CI, 0.73–1.35) (*p* for interaction = .003) at 16 years of age, and 1.37 (95% CI, 0.94–2.02) at 17 years of age; moreover, physical inactivity showed a stronger association with psychological distress in boys than in girls (*p* for interaction = .044), with an OR of 1.61 (95% CI, 1.17–2.20) for boys and 1.09 (95% CI, 0.88–1.36) for girls.

Psychological distress was associated with clustering of classic behavioral risk factors (insufficient physical activity, low intake of fruits and vegetables, smoking, and high-risk alcohol consumption). Table 3 shows that in

Table 3. Association Between Clustering of Risk Behaviors and Psychological Distress

Number of Risk Behaviors ^a	n	Prevalence of Psychological Distress %	Model A ^b		Model B ^c		Model C ^d	
			OR (95% CI)	<i>p</i>	OR (95% CI)	<i>p</i>	OR (95% CI)	<i>p</i>
0	961	29.7	1 (ref)		1 (ref)		1 (ref)	
1	1383	32.6	1.15 (0.96–1.38)	.133	1.14 (0.95–1.38)	0.155	1.10 (0.91–1.33)	.307
2	1038	42.5	1.75 (1.45–2.12)	<.001	1.67 (1.37–2.03)	<.001	1.47 (1.19–1.82)	.001
3–4	672	48.4	2.22 (1.82–2.71)	<.001	1.99 (1.60–2.46)	<.001	1.56 (1.21–2.01)	.001
<i>p</i> for linear trend				<.001	<.001		<.001	

^aRisk behaviors: insufficient physical activity, low fruit and vegetable intake, smoking, and high-risk alcohol consumption. ^bModel A: Univariate logistic regression model. ^cModel B: Adjusted for age, gender, place of birth, living with parents, living with siblings, parents' employment, and parents' education. ^dModel C: Model B additionally adjusted for drug use, eating disorders, body image and reported body mass index. OR, odds ratio; CI, confidence interval.

the crude model, the frequency of psychological distress was higher in adolescents with 2 risk behaviors simultaneously (OR, 1.75; 95% CI, 1.45–2.12) and was even greater in those who had 3 or 4 risk behaviors (OR, 2.22; 95% CI, 1.82–2.71). After adjusting for sociodemographic variables, the ORs decreased to 1.67 and 1.99, respectively. Finally, after additional adjustment for illegal drug use, eating disorders, body image, and reported body mass index, the OR decreased to 1.47 (95% CI, 1.19–1.82) in those with 2 risk behaviors and to 1.56 (95% CI, 1.21–2.01) in those with 3 or 4 risk behaviors (*p* for linear trend <.001).

DISCUSSION

Adolescent mental health is related with certain sociodemographic variables and particularly with health behaviors. Female gender, immigrant status, not living in 2-parent households, having insufficient physical activity, smoking, illegal drug use, eating disorders, and negative perception of body image are related with psychological distress. In addition, the clustering of classic risk behaviors shows an increasing gradient with frequency of psychological distress.

The association of female gender with psychological distress is consistent with most previous research.^{21,22} Apparently, the differences in mental health between the 2 genders develop during adolescence. At 13 to 15 years of age, a slight excess in the frequency of depression is seen in girls, and after that age, the differences become very evident.²² This could be related to the fact that adolescent girls are more concerned with their social relationships and experience greater stress²¹ and that the effect of the 2 variables on depressive symptoms is higher in girls.²³

It is interesting that adolescents born outside of Spain show more psychological distress. Studies show mixed results in first-generation immigrant adolescents.²⁴ This may be due to heterogeneity in their places of origin and in personal characteristics of the subjects studied, although it might be expected that emigration could hinder academic performance and increase the perception of discrimination.²⁴ The immigrant population has grown considerably in recent years, and currently, one

of every 7 adolescents was born outside of Spain. Thus, further research should be done in this area.

Like in previous studies,²⁵ not living with both parents is related with a greater likelihood of psychological distress. This is notable for 2 reasons. First, the increasing number of families different from the 2-parent model. Second, the high prevalence of poorer mental health, as almost one of every 2 adolescents who do not live with both parents has a General Health Questionnaire-12 (GHQ-12) score ≥ 3 .

It is known that physical exercise increases self-esteem in adolescents,⁹ but its possible benefits on anxiety and depression have not been established conclusively.⁸ Our results support the beneficial effect of physical exercise on mental health, especially in boys. This may be explained by the fact that boys have more opportunity to develop social skills because they participate in group activities more often than girls, who show greater preference for individual activities.²⁶

The relation between smoking and psychological distress is also consistent with what has been reported in literature. Some longitudinal studies⁴ have shown that the relation is bidirectional, that is, that depression predicts smoking and smoking predicts depression. In our study, the relation between the 2 variables was stronger in younger adolescents, which suggests greater vulnerability in early adolescence when depressive symptoms increase rapidly.²⁷

Adolescents who abuse alcohol frequently encounter disorders related to consumption of other substances and have mental comorbidity.²⁸ Alcohol abuse is also associated with other behavioral risk factors, which makes it difficult to isolate its independent contribution on mental health. This may be why the few studies on this relation have major methodological differences that make it difficult to compare them and have yielded inconsistent results. Boys et al¹⁰ reported that regular alcohol consumption does not increase the risk of psychiatric problems unless it is associated with the use of other substances. Verdumen et al²⁹ observed an association between weekly alcohol consumption and poorer mental health in younger adolescents. In the same line, an association between binge drinking and

mental health disorders has been reported in Dutch adolescents, but only in those aged 12 to 15 years, as the association was inverse in those aged 16 to 18 years.¹¹ Strandheim et al³⁰ observed an association in Norwegian adolescents between the number of alcohol intoxications and behavioral and attention problems, but the relation was not adjusted for other covariates. This is noteworthy because we found that high-risk alcohol consumption was associated with psychological distress in the bivariate analysis, but the association was not observed after adjusting for other variables (mainly smoking and illegal drug use). Consistent with our results, drug use coexists with mood disorders, anxiety, and depression in adolescence.⁵

In adolescents, eating disorders are associated with depressive symptoms even after controlling for perceived body image.⁶ In our study, perceived body image showed a J-shaped association with psychological distress, in which both thin or very thin body image and perceived overweight or obesity were accompanied by poorer mental health. Previous studies⁷ have shown that perceived weight has a stronger influence on mental health than body mass index (BMI), and our results support that perceived body image mediates or confounds the relationship between reported BMI and psychological distress³¹; the odds ratio of overweight without controlling for body image was 1.08 (95% confidence interval [CI]: 0.66–1.76) and after controlling for this variable was 0.65 (95% CI: 0.50–0.84).

Only a few studies have looked at the relation between clustering of classic risk behaviors and adolescent mental health; although they have found significant associations,^{12,13,32} major methodological differences make their results very difficult to compare. Of these studies, the one most similar to ours was conducted by Pronk et al,³² who observed that the absence of depression was associated with a larger number of healthy lifestyles like physical exercise, balanced diet, healthy weight, and not smoking. Of note is the high frequency of clustered risk behaviors in our population, where almost half of the adolescents had 2 or more of these behaviors, and of these, approximately 50% had psychological distress. This relation was robust because it was maintained after controlling for possible confounders, especially eating behaviors and illegal drug use. These findings may facilitate the development of preventive interventions focusing on multiple risk factors.¹⁴

Our study has several limitations. It was a cross-sectional study, and it is not possible to establish causal relationships. Also, student absence on the day of the survey might have been related to some mental health problem; however, given that the percentage of absence was not high (8.3%), this is unlikely to have had a substantial impact on the results. Another limitation is that the information was self-reported, so that we cannot rule out some recall bias, especially for variables such as parents' educational level, parents' occupation, and adolescents' reported BMI. This recall bias would underestimate the actual associations. Nonetheless, it

should be recalled that the GHQ-12 has good psychometric characteristics.¹⁸ Finally, the variable for clustering of behavioral risks was constructed by summing the number of risk factors; it has been reported that weighted indices are not better than those that are purely additive.³³ Moreover, additive indices have been shown to be independently associated with health status.³³

The main strength of this study is that it was based on a large sample representative of the adolescent population, with a high participation rate. As far as we know, this is the first research study conducted in Mediterranean countries that identifies health behaviors and sociodemographic determinants for the mental health of adolescents adjusting for all the variables simultaneously, making possible to assess the independent contribution of each of them. It should also be noted that the characteristics of the sampling design were taken into account in the data analysis.

We conclude that in adolescence, psychological distress is related with lifestyles, body image, and eating behavior. Likewise, the clustering of classic risk behaviors is related with poor mental health. This lays the groundwork for the formulation of preventive interventions to improve mental health focusing simultaneously on various risk behaviors.

ACKNOWLEDGMENTS

The authors thank the Madrid Regional Authority for Health, Spain, for allowing the use of the Risk-Factor Surveillance System for Noncommunicable Diseases (SIVFRENT) in adolescents database. They also thank the study participants for their generous contribution.

REFERENCES

- Patel V, Flisher AJ, Hetrick S, et al. Mental health of young people: a global public-health challenge. *Lancet*. 2007;369:1302–1313.
- Murray CJ, Lopez AD. Global mortality, disability, and the contribution of risk factors: Global Burden of Disease Study. *Lancet*. 1997;349:1436–1442.
- Belfer ML. Child and adolescent mental disorders: the magnitude of the problem across the globe. *J Child Psychol Psychiatry*. 2008;49:226–236.
- Chaiton MO, Cohen JE, O'Loughlin J, et al. A systematic review of longitudinal studies on the association between depression and smoking in adolescents. *BMC Public Health*. 2009;9:356.
- Couwenbergh C, van den Brink W, Zwart K, et al. Comorbid psychopathology in adolescents and young adults treated for substance use disorders: a review. *Eur Child Adolesc Psychiatry*. 2006;15:319–328.
- Santos M, Richards CS, Bleckley MK. Comorbidity between depression and disordered eating in adolescents. *Eat Behav*. 2007;8:440–449.
- Ali MM, Fang H, Rizzo JA. Body weight, self-perception and mental health outcomes among adolescents. *J Ment Health Policy Econ*. 2010;13:53–63.
- Larun L, Nordheim LV, Ekland E, et al. Exercise in prevention and treatment of anxiety and depression among children and young people. *Cochrane Database Syst Rev*. 2006;3:CD004691.
- Ekland E, Heian F, Hagen KB, et al. Exercise to improve self-esteem in children and young people. *Cochrane Database Syst Rev*. 2004;1:CD003683.
- Boys A, Farrell M, Taylor C, et al. Psychiatric morbidity and substance use in young people aged 13–15 years: results from the Child and Adolescent Survey of Mental Health. *Br J Psychiatry*. 2003;182:509–517.

11. Theunissen MJ, Jansen M, van Gestel A. Are mental health and binge drinking associated in Dutch adolescents? Cross-sectional public health study. *BMC Res Notes*. 2011;4:100.
12. Hallfors DD, Waller MW, Bauer D, et al. Which comes first in adolescence—sex and drugs or depression? *Am J Prev Med*. 2005; 29:163–170.
13. Mistry R, McCarthy WJ, Yancey AK, et al. Resilience and patterns of health risk behaviors in California adolescents. *Prev Med*. 2009;48: 291–297.
14. Prochaska JO. Multiple Health Behavior Research represents the future of preventive medicine. *Prev Med*. 2008;46:281–285.
15. Gomez-Beneyto M, Bonet A, Catala MA, et al. Prevalence of mental disorders among children in Valencia, Spain. *Acta Psychiatr Scand*. 1994;89:352–357.
16. Currie C, Zanotti C, Morgan A, et al. *Social Determinants of Health and Well-Being Among Young People. Health Behaviour in School-Aged Children (HBSC) Study: International Report from the 2009/2010 Survey*. Copenhagen, Denmark: WHO Regional Office for Europe (Health Policy for Children and Adolescents, No. 6); 2012.
17. Lobo A, Muñoz PE. *Cuestionario de salud general GHQ (General Health Questionnaire). Guía para el usuario de las distintas versiones en lengua española validadas*. Barcelona, Spain: Masson; 1996.
18. Padron A, Galan I, Durban M, et al. Confirmatory factor analysis of the General Health Questionnaire (GHQ-12) in Spanish adolescents. *Qual Life Res*. 2011;21:1291–1298.
19. Goldberg DP, Oldehinkel T, Ormel J. Why GHQ threshold varies from one place to another. *Psychol Med*. 1998;28:915–921.
20. de Onis M, Onyango A, Borghi E, et al. Development of a WHO growth reference for school-aged children and adolescents. *Bull World Health Organ*. 2007;85:660–667.
21. D'Arcy C, Siddique CM. Psychological distress among Canadian adolescents. *Psychol Med*. 1984;14:615–628.
22. Hankin BL, Abramson LY, Moffitt TE, et al. Development of depression from preadolescence to young adulthood: emerging gender differences in a 10-year longitudinal study. *J Abnorm Psychol*. 1998;107:128–140.
23. Schraedley PK, Gotlib IH, Hayward C. Gender differences in correlates of depressive symptoms in adolescents. *J Adolesc Health*. 1999;25:98–108.
24. Noirhomme-Renard F, Deccache A. First-generation immigrant adolescents' physical and mental health and behaviors [in French]. *Arch Pediatr*. 2007;14:1020–1027.
25. Wille N, Bettge S, Ravens-Sieberer U. Risk and protective factors for children's and adolescents' mental health: results of the BELLA study. *Eur Child Adolesc Psychiatry*. 2008;17 Suppl. 1: 133–147.
26. Ferron C, Narring F, Caudey M, et al. Sport activity in adolescence: associations with health perceptions and experimental behaviours. *Health Educ Res*. 1999;14:225–233.
27. Patton GC, Carlin JB, Coffey C, et al. Depression, anxiety, and smoking initiation: a prospective study over 3 years. *Am J Public Health*. 1998;88:1518–1522.
28. Clark DB, Bukstein O, Cornelius J. Alcohol use disorders in adolescents: epidemiology, diagnosis, psychosocial interventions, and pharmacological treatment. *Paediatr Drugs*. 2002;4:493–502.
29. Verdurmen J, Monshouwer K, van Dorsselaers S, et al. Alcohol use and mental health in adolescents: interactions with age and gender—findings from the Dutch 2001 Health Behaviour in School-Aged Children survey. *J Stud Alcohol*. 2005;66:605–609.
30. Strandheim A, Holmen TL, Coombes L, et al. Alcohol intoxication and mental health among adolescents—a population review of 8983 young people, 13–19 years in North-Trøndelag, Norway: the Young-HUNT Study. *Child Adolesc Psychiatry Ment Health*. 2009; 3:18.
31. Allen KL, Byrne SM, Blair EM, et al. Why do some overweight children experience psychological problems? The role of weight and shape concern. *Int J Pediatr Obes*. 2006;1:239–247.
32. Pronk NP, Anderson LH, Crain AL, et al. Meeting recommendations for multiple healthy lifestyle factors. Prevalence, clustering, and predictors among adolescent, adult, and senior health plan members. *Am J Prev Med*. 2004;27:25–33.
33. Segovia J, Bartlett RF, Edwards AC. Health status and health practices—Alameda and beyond. *Int J Epidemiol*. 1991;20:259–263.

Second-hand smoke exposure and psychological distress in adolescents. A population-based study

Alicia Padrón,¹ Iñaki Galán,^{2,3} Fernando Rodríguez-Artalejo^{3,4}

¹Public Health Centre, Area 10, Madrid Regional Health Authority, Getafe, Spain

²National Centre for Epidemiology, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, Spain

³Department of Preventive Medicine and Public Health, School of Medicine, Universidad Autónoma de Madrid/IdiPAZ, Madrid, Spain

⁴CIBER of Epidemiology and Public Health (CIBERESP), Madrid, Spain

Correspondence to

Dr Iñaki Galán, National Centre for Epidemiology, Instituto de Salud Carlos III, Madrid, C/ Monforte de Lemos 5, Madrid 28029, Spain; igalan@isciii.es

Received 1 April 2012

Accepted 13 August 2012

ABSTRACT

Objectives To examine the association between duration and place of second-hand smoke (SHS) exposure and psychological distress in adolescents.

Methods A cross-sectional study conducted in 2008 and 2009 in a representative sample of 4th-year students of secondary education (mean age 15.7 years) in the region of Madrid, Spain. The 2215 students who were not smokers were selected for the analysis. Duration of SHS exposure within and outside the home was obtained by self-report. Psychological distress was defined as a score ≥ 3 points in the General Health Questionnaire (GHQ-12). The analyses were made using logistic regression adjusted for demographic variables, lifestyles and family characteristics.

Results Among non-smoking adolescents, 27.8% (95% CI 25.5 to 30.0) were exposed to SHS in the home, and 33.6% (95% CI 31.3 to 36.0) outside the home. Compared with those with no SHS exposure in the home, the multivariate OR for psychological distress was 1.23 (95% CI 0.92 to 1.64) in individuals with SHS exposure <1 h/day, 2.07 (95% CI 1.30 to 3.28) for exposure 1–3 h/day, and 2.24 (95% CI 1.45 to 3.47) for exposure >3 h/day (p for linear trend <0.001). No association was observed between SHS exposure outside the home and psychological distress.

Conclusions In non-smoking adolescents, duration of exposure to SHS in the home had a positive dose-response relationship with the frequency of psychological distress. However SHS exposure outside the home did not show an association with mental health.

INTRODUCTION

The paediatric effects of exposure to second-hand smoke (SHS) include low birth weight, respiratory disorders, otitis media, and late fetal death, with no known risk-free level of exposure.¹ In addition, both prenatal and postnatal exposure may give rise to neurobehavioural developmental disorders, including attention deficit/hyperactivity disorder, from birth to adolescence.² Of concern in Spain, one out of four children under the age of 15 years is routinely exposed to SHS in the home.³

Mental health disorders in adolescents are an important public health problem⁴; in fact, suicide is one of the leading causes of death in young people,⁵ and in developed countries, neuropsychiatric problems are responsible for 22% of disability-adjusted life-years lost,⁶ a figure which is probably higher in adolescents.⁴ Moreover, the frequency of both SHS exposure and psychological distress is increasing in this age group.^{3,7} In fact, the single study which has explored the relationship between SHS exposure and general mental health in preadolescents and adolescents aged 8–15

years found a positive association between SHS exposure (assessed by serum cotinine level) and symptoms of several mental disorders.⁸ However, little is known as to how the duration of SHS exposure, and the setting in which it occurs, affects mental health in adolescents.

Recent years have seen important advances in legislation to combat SHS exposure in Spain. However, 'Law 28/2005 on health measures against smoking' did not lead to reduced SHS exposure in the home,^{9,10} and achieved just small changes in exposure in bars and restaurants, because it only partially restricted smoking in these establishments.¹¹ In January 2011, this gave rise to new legislation that has finally banned smoking in practically all enclosed public spaces.¹² Thus, an analysis of the relationship between SHS exposure and mental health in adolescents in places not yet regulated (eg, the home) could help guide future policies and programmes for prevention of smoking.

Accordingly, this study examined the association between duration and place of SHS exposure and psychological distress in adolescents.

METHODS

Study design and population

The data were taken from the Risk-Factor Surveillance System for Non-communicable Diseases (SIVIRENT) in adolescents.¹³ This system monitors major health-related lifestyles in a representative sample of 4th-year students of secondary education in the region of Madrid (Spain).

The schools were stratified by geographic area (Madrid capital, or other municipalities) and type of centre (public or private), with the probability of selection being proportional to the number of students enrolled. Students in two classrooms were randomly selected in each school. The students filled the questionnaire anonymously in the classrooms in the presence of trained staff from the Madrid Regional Health Authority. Participation in the study was voluntary, and informed consent was obtained from the school boards and students before data collection. Parental consent was obtained only in a few centres when requested by the school boards. The study was approved by the Institutional Review Board for public health investigations. The information was collected in 2008 and 2009 in 94 schools and 185 classrooms.

The response rate was 81.3% for schools and 91.6% for students. A total of 8.3% of students did not participate because they were absent from class on the day of the survey, and 0.1% declined to participate. The overall study response rate

Research paper

(schools and students) was 74.5%, with information initially obtained from 4244 students.

Study variables

Psychological distress was assessed with the General Health Questionnaire (GHQ-12), which has been validated for use in Spanish.¹⁴ Although the GHQ-12 was originally developed for adults, it has also been used satisfactorily in adolescents.¹⁵ This questionnaire has also demonstrated good psychometric properties in the sample that participated in this study.¹⁶ The GHQ-12 is a measure of general mental health, and consists of 12 questions about the following issues: losing concentration, losing sleep, playing a useful part in matters, making decisions, feeling under strain, overcoming difficulties, enjoying activities, facing problems, feeling depressed, losing confidence, feeling worthless and feeling happy.¹⁷ Each question has four possible responses. Responses were classified using a binary ('classic') scoring method, in which the options 'much less than usual' and 'same as usual' receive 0 points, and 'more than usual' and 'much more than usual' receive 1 point. The overall score ranges from 0 to 12 points. A cut-off of ≥ 3 points was used to classify individuals with possible psychological distress.¹⁷

With respect to SHS exposure, we asked how long the respondent was in enclosed areas with tobacco smoke (never or only sporadically, <1 h/day, 1–3 h/day, >3 h/day), both within and outside the home. We also asked whether the father or mother smoked, and whether there were regular smokers in the home.

Information was collected on sociodemographic variables like age, sex and birthplace, and about family characteristics, such as living with parents, parents' employment status, and parents' educational levels. With respect to lifestyles, respondents were asked if they engaged in any of 19 types of physical activities. Based on their replies, we identified persons who did vigorous physical activity (>5 metabolic equivalents of task) three or more times per week. In addition, using a brief food frequency questionnaire, we estimated fruit and vegetable consumption, classifying subjects according to whether they consumed ≥ 3 portions of fruits or vegetables per day. The participants classified their smoking status as: I have never smoked; I smoke less than once a week; I smoke more than once a week, but not every day; I smoke every day; I do not smoke, but I used to do it every day; and, I do not smoke, but I used to, although not every day. We considered non-smokers only as those who responded 'I have never smoked'. The sale or supply of any kind of tobacco product or alcoholic beverage to persons under the age of 18 years has been banned in the Madrid region since 2002. Alcohol intake was assessed with a quantity-frequency questionnaire on the consumption of eight types of alcoholic beverages, separately for weekdays and weekends. The alcoholic beverages were converted into total alcohol intake in grams per day (g/day). Individuals meeting at least one of the following criteria were considered to be high-risk drinkers: (a) regular intake of ≥ 40 g/day (in males) or ≥ 24 g/day (in females); (b) having a binge-drinking episode (consumption of ≥ 6 standard drink units in a single drinking session) in the last 30 days and (c) having been drunk in the last 12 months. Drug users were considered to be those who had consumed any type of illegal substance in the last 12 months. Information was also collected on three risk behaviours for eating disorders in the last 12 months: going 24 h without eating, inducing vomiting, and taking laxatives, diuretics or other drugs (in all three cases, to lose weight or control body shape). Subjects were classified

into three categories according to whether they had 0, 1 or 2–3 of these behaviours.

Based on reported data, we calculated the body mass index (BMI) as weight in kg divided by height in m squared. Subjects were then classified into BMI quintiles. Finally, students reported on their body image, in particular, if they perceived themselves as very thin, thin, adequate weight, overweight or obese.

Statistical analysis

The variables, BMI and educational level of the parents, were coded in another response category as 'no answer', that was included in the analyses. The 7.5% of subjects who lacked information on any of the other main study variables were excluded, and 0.8% of questionnaires were discarded due to inconsistent responses. From the 3893 subjects available for the analysis, we then selected the adolescents who had never smoked, resulting in a final analytical sample of 2215 individuals.

To examine the association between duration of exposure to SHS and psychological distress, separate logistic models were used for SHS exposure within and outside the home. Duration of SHS exposure was modelled using dummy terms. Five sequential logistic models were constructed with progressive adjustment for potential confounders of the studied association. The first (model A) was a crude model. The second (model B) included sociodemographic variables (age, sex, birthplace) and variables related to family characteristics (living with parents, parents' employment status and parents' educational level). The third (model C) also included physical activity, consumption of fruits and vegetables, of alcohol and drugs, behaviours related to eating disorders, BMI and body image. The fourth (model D) additionally adjusted for father's smoking, mother's smoking and presence of regular smokers in the home. Finally, the fifth (model E) also adjusted for SHS exposure outside the home when the exposure of interest was SHS exposure within the home, and vice versa.

The *p* for linear trend was calculated to evaluate the dose-response relationship between SHS exposure and psychological distress. We also tested whether the relationship between SHS exposure and psychological distress varied with age and sex using likelihood ratio tests to compare models with and without interaction terms.

The analyses were made using the 'Survey Data' module of Stata V11.0 for Windows (1984–2010 StataCorp, Texas, USA), which takes into account the complex sampling design of the study. Weights assigned to each study participant aimed to reconstruct the population of secondary education students in Madrid; to this end, weights accounted for the fact that schools were selected in proportion to the number of students enrolled, and that the study sample comprised 94 schools (clusters) selected in four strata (combination of public vs private schools in the city of Madrid vs other municipalities).

RESULTS

About 48.0% (95% CI 45.4 to 50.6) of the non-smoking adolescents were exposed to SHS. Around 27.8% (95% CI 25.5 to 30.0) were exposed to SHS within the home, and 33.6% (95% CI 31.3 to 36.0) were exposed to SHS outside the home. The frequency of SHS exposure within the home was higher in persons born in Spain, and in those whose parents had lower educational levels. Exposure to SHS outside the home was more frequent in older adolescents, in women, in individuals whose father was unemployed, and in those whose mothers had lower educational levels (table 1).

Research paper

Table 1 Prevalence of exposure to second-hand smoke (SHS) in non-smoking adolescents, by sociodemographic variables

	N	SHS exposure at home (% (95% CI))	p Value	SHS exposure outside home (% (95% CI))	p Value
Total	2215	27.8 (25.5 to 30.0)		33.6 (31.3 to 36.0)	
Age, years			0.605		0.004
15	925	27.1 (24.2 to 30.1)		32.4 (29.1 to 35.8)	
16	948	27.4 (23.7 to 31.1)		32.0 (28.6 to 35.3)	
17	342	30.4 (24.2 to 36.6)		41.5 (36.5 to 46.6)	
Sex			0.784		0.015
Male	1177	27.5 (24.9 to 30.2)		31.4 (28.3 to 34.4)	
Female	1038	28.0 (24.8 to 31.2)		36.2 (33.3 to 39.2)	
Country of birth			<0.001		0.275
Spain	1898	30.5 (28.0 to 33.1)		34.1 (31.6 to 36.6)	
Elsewhere	317	11.4 (7.5 to 15.2)		30.9 (25.6 to 36.2)	
Living with parents			0.153		0.412
With both parents	1906	27.1 (24.8 to 29.5)		33.9 (31.5 to 36.4)	
Not with both parents	309	31.7 (25.4 to 38.0)		31.7 (26.6 to 36.9)	
Father's work			0.237		0.022
Works	2065	27.5 (25.2 to 29.7)		33.0 (30.6 to 35.4)	
Does not work	150	32.0 (24.0 to 40.0)		42.0 (34.1 to 49.9)	
Mother's work			0.562		0.669
Works	1587	27.4 (25.0 to 29.8)		33.9 (31.2 to 36.6)	
Does not work	628	28.7 (24.6 to 32.7)		33.0 (29.2 to 36.7)	
Father's education			0.004		0.090
University	722	22.9 (19.9 to 25.8)		30.5 (26.7 to 34.2)	
Secondary	547	29.3 (25.0 to 33.5)		32.5 (28.0 to 37.1)	
Primary	597	29.6 (25.6 to 33.7)		36.5 (32.3 to 40.7)	
No education	115	39.1 (29.4 to 48.8)		40.9 (31.9 to 49.9)	
No answer	234	29.1 (22.1 to 36.1)		35.0 (28.8 to 41.2)	
Mother's education			0.038		0.028
University	686	23.6 (20.4 to 26.9)		30.0 (26.8 to 33.2)	
Secondary	599	27.7 (24.2 to 31.3)		33.6 (29.8 to 37.3)	
Primary	655	31.8 (27.4 to 36.1)		37.7 (33.9 to 41.5)	
No education	95	31.6 (20.1 to 43.1)		37.9 (26.8 to 49.0)	
No answer	180	27.2 (20.5 to 33.9)		30.6 (23.9 to 37.2)	

The prevalence of psychological distress increased progressively with duration of SHS exposure in both places (*p* for linear trend <0.001) (table 2).

SHS exposure in the home showed a positive dose-response relationship with frequency of psychological distress: the longer the exposure, the greater the frequency of psychological distress (*p* for linear trend <0.001). This association was observed both in the crude model and after adjustment for all the potential confounders, although the magnitude of the association increased slightly in the more fully adjusted models (table 3). Even after adjusting for SHS exposure outside the home, and compared with those who had no SHS exposure in the home, the multivariate OR for psychological distress was 1.23 (95% CI 0.92 to 1.64) in individuals with SHS <1 h/day, 2.07 (95% CI 1.30 to 3.28), in those with SHS 1–3 h/day, and 2.24 (95% CI 1.45 to 3.47) in those with SHS >3 h/day; *p* for linear trend <0.001 (table 3).

With respect to SHS exposure outside the home, the ORs for psychological distress were statistically significant only in the crude model for those exposed >1 h/day. This association lost statistical significance after progressive adjustment for the main confounders (table 4).

No statistically significant interactions were found with age or sex in the relationship between SHS and psychological distress.

Finally, we also examined the association between global (inside plus outside home) SHS exposure and mental health. As compared with those with no global SHS exposure, those with SHS >1 h/day were more likely to present psychological

distress (fully adjusted OR 1.55 (95% CI 1.09 to 2.19) for 1–3 h/day and 1.80 (95% CI 1.22 to 2.66) for >3 h/day; *p* for linear trend 0.003).

DISCUSSION

This study shows that, in non-smoking adolescents, there is a positive dose-response relationship between duration of self-

Table 2 Distribution of duration of exposure to second-hand smoke (SHS) and prevalence of psychological distress in non-smoking adolescents, by time of exposure

	N	Distribution of exposure to SHS (% (95% CI))	Prevalence of psychological distress (% (95% CI))	p Value
Exposure at home				<0.001
None or sporadic	1600	72.2 (70.0 to 74.5)	28.8 (26.3 to 31.3)	
<1 h/day	345	15.6 (13.8 to 17.4)	29.3 (24.5 to 34.0)	
1–3 h/day	143	6.5 (5.4 to 7.5)	39.9 (31.4 to 48.3)	
>3 h/day	127	5.7 (4.8 to 6.7)	47.2 (38.8 to 55.6)	
p For linear trend			<0.001	
Exposure outside the home				0.002
None or sporadic	1470	66.4 (64.1 to 68.7)	29.4 (26.9 to 31.8)	
<1 h/day	608	27.4 (25.2 to 29.6)	30.8 (27.0 to 34.5)	
1–3 h/day	95	4.3 (3.4 to 5.2)	41.1 (31.4 to 50.7)	
>3 h/day	42	1.9 (1.3 to 2.5)	50.0 (36.5 to 63.5)	
p For linear trend			<0.001	

Research paper

Table 3 OR and 95% CI for psychological distress in non-smoking adolescents, by duration of exposure to second-hand smoke (SHS) in the home

	Ref.	Duration of exposure to SHS in the home						
		None/sporadic	<1 h/day	1–3 h/day	>3 h/day	p Value	p Value	p For linear trend
		OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)			
Model A*	1	1.02 (0.79 to 1.33)	0.865	1.64 (1.14 to 2.36)	0.009	2.21 (1.56 to 3.13)	0.000	<0.001
Model B†	1	1.11 (0.85 to 1.45)	0.442	1.72 (1.19 to 2.50)	0.005	2.03 (1.43 to 2.89)	0.000	<0.001
Model C‡	1	1.01 (0.77 to 1.33)	0.919	1.66 (1.12 to 2.45)	0.012	1.78 (1.24 to 2.56)	0.002	0.001
Model D§	1	1.22 (0.92 to 1.63)	0.165	2.07 (1.32 to 3.26)	0.002	2.30 (1.49 to 3.57)	0.000	<0.001
Model E¶	1	1.23 (0.92 to 1.64)	0.155	2.07 (1.30 to 3.28)	0.002	2.24 (1.45 to 3.47)	0.000	<0.001

*Model A: Crude logistic regression model.

†Model B: Adjusted for age, sex, place of birth, living with parents, parent's work and parents' education.

‡Model C: Like Model B with additional adjustment for physical activity, fruit and vegetable consumption, alcohol consumption, drug consumption, eating disorders, body image and body mass index.

§Model D: Like Model C with additional adjustment for father's smoking, mother's smoking, and existence of regular smokers in the home.

¶Model E: Like Model D with additional adjustment for passive smoke exposure outside the home.

reported exposure to SHS in the home, and frequency of psychological distress. SHS self-reported exposure for >1 h/day is associated with a statistically significant excess in the frequency of psychological distress.

The high prevalence of exposure to SHS in non-smoking adolescents in Madrid is of concern for various reasons. First, the passive smoker is exposed to both smoke exhaled by the smoker (mainstream smoke) and smoke from the lighted cigarette (sidestream smoke), which contains the same substances that are harmful to the central nervous system, but some of them at even greater concentrations.^{18 19} Second, the toxic substances remain in the environment (on surfaces and in dust) up to months after smoking and may be resuspended in the air or react with other substances to produce new toxicants (third-hand smoke). It is known that young children are very sensitive to this type of exposure.³⁰ Finally, according to the results of animal models, the neurological alterations produced by nicotine may be greater when the central nervous system is still developing than in adulthood.^{21 22}

Our results show that exposure to SHS at home is associated with greater frequency of psychological distress independently of other risk factors for mental health in adolescence, such as drug consumption, eating disorders and body image.^{23 25} While substantial research has been made on the negative impact of active smoking on mental health,²⁶ only one study has examined the effect of exposure to SHS in adolescents. Bandiera *et al*⁸ found significant associations between SHS exposure and symptoms of several mental disorders in individuals between 8 and 15 years of age. Other authors have also observed an association between SHS exposure and poorer mental health, as assessed with the Strengths and Difficulties Questionnaire, in children in various age groups.^{27 29}

In our study, the association between psychological distress and SHS exposure was not observed outside the home after adjusting for other risk factors of poor mental health. To our knowledge, the only study that has differentiated between places of exposure was conducted by Hamer *et al*²⁹ in children aged 8–12 years; these authors also found an association between mental health and SHS exposure in the home, but not in public places.

The different results by place of SHS exposure may be attributed to various reasons. First, it is possible that SHS exposure in the home is more intense than outside the home, even when the time of exposure is the same. In this regard, studies in adults have found that SHS exposure in the home contributes more to the intensity of overall exposure to SHS than exposure in other settings.^{30 31} Second, the possible harmful effect of SHS exposure outside the home may be offset by a better mental health associated with social relationships during leisure time.^{32 33} Third, the association between SHS exposure in the home and poorer mental health could be partly explained by prenatal exposure to tobacco. In our study, we had no information on smoking during pregnancy; therefore, we were unable to distinguish the effect of prenatal versus postnatal exposure. However, the associations remained after adjusting for maternal smoking, a variable that in several studies has been shown to correlate highly with prenatal exposure.^{34 35} Studies in children have observed an independent association between postnatal exposure and the risk of behavioural disorders.² It has even been argued that exposure to SHS during childhood may be more harmful to neuronal development than intrauterine exposure.^{34 36} Fourth, duration of SHS exposure inside the home could be related to third-hand smoke. Longer SHS inside the home could be difficult to ventilate and produce

Table 4 OR and CI for psychological distress in non-smoking adolescents, by duration of exposure to second-hand smoke (SHS) outside the home

	Ref.	Duration of exposure to SHS outside the home						
		None/sporadic	<1 h/day	1–3 h/day	>3 h/day	p	p	p For linear trend
		OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)			
Model A*	1	1.07 (0.88 to 1.30)	0.511	1.67 (1.12 to 2.49)	0.012	2.40 (1.40 to 4.13)	0.002	0.002
Model B†	1	1.05 (0.86 to 1.29)	0.632	1.49 (0.99 to 2.26)	0.057	1.97 (1.07 to 3.62)	0.029	0.023
Model C‡	1	1.00 (0.81 to 1.23)	0.985	1.16 (0.74 to 1.80)	0.512	1.56 (0.80 to 3.04)	0.185	0.312
Model D§	1	0.99 (0.81 to 1.23)	0.951	1.16 (0.74 to 1.83)	0.515	1.56 (0.79 to 3.07)	0.194	0.331
Model E¶	1	0.97 (0.79 to 1.20)	0.787	1.03 (0.65 to 1.62)	0.913	1.31 (0.68 to 2.52)	0.422	0.734

*Model A: Crude logistic regression model.

†Model B: Adjusted for age, sex, place of birth, living with parents, parent's work and parents' education.

‡Model C: Like Model B with additional adjustment for physical activity, fruit and vegetable consumption, alcohol consumption, drug consumption, eating disorders, body image and body mass index.

§Model D: Like Model C with additional adjustment for father's smoking, mother's smoking, and existence of regular smokers in the home.

¶Model E: Like Model D with additional adjustment for passive smoke exposure in the home.

Research paper

a greater amount of pollutants that might still remain on the surfaces and/or dust. These residual tobacco pollutants could produce third-hand smoke exposure over long time periods.²⁰ Fifth, parents' mental health problems, or use of substances other than tobacco, have been associated with worse mental health in the offspring.^{37–39} Unfortunately, we could not assess its possible effects on the study results because such information was not collected.

Although we found no studies on the dose-response relationship between SHS exposure and mental health in adolescents, our results are consistent with the gradient observed by other authors in the association between SHS exposure and neurobehavioral development in childhood.^{28–40}

Our study has several limitations. First, given its cross-sectional design, no causal relationships can be inferred. Second, the data were self-reported. However, the question on self-reported smoking has shown good validity.⁴¹ Also, there is evidence that SHS exposure evaluated with biomarkers correlates acceptably well with self-reported exposure for both adults and children/adolescents.^{29–42–43} However, some studies have questioned its accuracy, particularly for individuals aged less than 16 years old.⁴⁴ Third, the GHQ-12 is merely a screening instrument, and cannot be used to establish a clinical diagnosis.¹⁴ Nevertheless, the GHQ-12 is a valid instrument to identify psychological distress,¹⁴ and has shown good psychometric characteristics in the adolescent population that participated in this study.¹⁶ Fourth, no information was available on the parents' mental health, so this factor could not be considered in our analyses.^{37–38} Finally, it cannot be ruled out that the absence of students on the day of the survey was related to some mental health problem but, since the percentage of absence was not high (8.3%), this is unlikely to have affected the results substantially.

The main strengths of the study are that it was based on a representative sample of the adolescent population, had a high participation rate, and took account of characteristics of the sampling design in the data analysis. We also controlled for numerous potential confounders, which made it possible to evaluate the independent association between SHS exposure and psychological distress.

In conclusion, duration of exposure to SHS in the home showed a positive dose-response relationship with the frequency of psychological distress in non-smoking adolescents. This finding could have important public health implications given that the 'Law on health measures against smoking'¹⁹ has not been successful in reducing exposure to SHS in the home.¹⁰ Given that one out of four adolescents is routinely exposed to SHS in the home, these results suggest that additional interventions are needed to reduce SHS exposure and the burden of mental health problems in adolescence.

What this study adds

- This is the first study to assess how the duration of second-hand smoke (SHS) exposure, and the setting in which it occurs, affects mental health in adolescents.
- In a population-based sample of adolescents, duration of exposure to SHS in the home showed a positive dose-response relationship with the frequency of psychological distress in non-smoking adolescents.
- This evidence could support public health interventions addressed to reduce the SHS exposure at home.

Acknowledgements We thank the Madrid Regional Authority for Health, Spain, for allowing the use of the Risk-Factor Surveillance System for Non-communicable Diseases (SIVFREN) in adolescents database. We also thank the study participants for their generous contribution.

Contributors Alicia Padrón was responsible of the analysis, interpretation of data, drafting the article, critically revising the manuscript and final approval of the version to be published. Iñaki Galán was responsible of the conception, design, acquisition of data, analysis, interpretation of the data, drafting the article, critically revising the manuscript, and final approval of the version to be published. Fernando Rodríguez-Artalejo was responsible of the design, analysis, interpretation of the data, critically revising the manuscript and final approval of the version to be published.

Competing interests None.

Ethics approval Institutional Review Board for public health investigations.

Provenance and peer review Not commissioned; externally peer reviewed.

Data sharing statement The data were taken from the Risk-Factor Surveillance System for Non-communicable Diseases (SIVFREN) in adolescents. This system monitors major health-related lifestyles in a representative sample of 4th-year students of secondary education in the region of Madrid (Spain), and the survey is carried out by the Madrid Regional Authority for Health (Consejería de Sanidad de Madrid), Spain.

REFERENCES

1. US Department of health and human services. Children and Secondhand Smoke Exposure-Excerpts from The Health Consequences of Involuntary Exposure to Tobacco Smoke: A Report of the Surgeon General 2007. <http://www.surgeongeneral.gov/library/smokeexposure/report/fullreport.pdf> (Accessed 29 Mar 2012).
2. Herrmann M, King K, Weitzman M. Prenatal tobacco smoke and postnatal secondhand smoke exposure and child neurodevelopment. *Curr Opin Pediatr* 2008;**20**:184–90.
3. Ministerio Sanidad Servicios Sociales e Igualdad. Gobierno de España. Encuesta Nacional de Salud 2006. <http://www.msp.es/estadEstudios/estadisticas/encuestaNacional/> (Accessed 29 Mar 2012).
4. Belfer ML. Child and adolescent mental disorders: the magnitude of the problem across the globe. *J Child Psychol Psychiatry* 2008;**49**:226–36.
5. National Center for Injury Prevention and Control. Centers for Disease Control and Prevention. 10 Leading Causes of Death, United States 2008, All Races, Both Sexes. 2011. <http://webappa.cdc.gov/sasweb/ncipc/leaddcaus10.html> (Accessed 30 Jan 2012).
6. Murray CJ, Lopez AD. Global mortality, disability, and the contribution of risk factors: Global Burden of Disease Study. *Lancet* 1997;**349**:1436–42.
7. Sweeting H, Young R, West P. GHQ increases among Scottish 15 year olds 1987–2006. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2009;**44**:579–86.
8. Bandiera FC, Richardson AK, Lee DJ, et al. Secondhand smoke exposure and mental health among children and adolescents. *Arch Pediatr Adolesc Med* 2011;**165**:332–8.
9. Ley de medidas sanitarias frente al tabaquismo y reguladora de la venta el suministro y la publicidad de los productos del tabaco. <http://www.boe.es/boe/dias/2005/12/27/pdfs/A42241-42250.pdf>. LN 28/2005 (Accessed 27 Dec 2005).
10. Galán I, Mata N, Estrada C, et al. Impact of the "Tobacco control law" on exposure to environmental tobacco smoke in Spain. *BMC Public Health* 2007;**7**:224.
11. Schneider NK, Seabrie EM, Fernandez E. The so-called "Spanish model"—Tobacco industry strategies and its impact in Europe and Latin America. *BMC Public Health* 2011;**11**:907.
12. Ley por la que se modifica la Ley 28/2005, de 26 de diciembre, de medidas sanitarias frente al tabaquismo y reguladora de la venta, el suministro, el consumo y la publicidad de los productos del tabaco. <http://www.boe.es/boe/dias/2010/12/31/pdfs/BOE-A-2010-20138.pdf>. LN 42/2010 (31 de diciembre 2010).
13. Servicio de Epidemiología. Informe sobre hábitos de salud en la población juvenil de la Comunidad de Madrid. *Boletín Epidemiológico de la Comunidad de Madrid* 2009;**15**:3–74. <http://www.madrid.org/cs/Satellite?blobcol=urldata&blobheader=application%2Fpdf&blobheadervalue1=Content-Idposition&blobheadervalue2=cadena&blobheadervalue3=filename%3DFebrero2009.pdf&blobheadervalue4=language%3Des%26site%3DPortalSalud&blobkey=id&blobtable=MungoBlobs&blobwhere=1220583125548&tsbinary=true> (Accessed 23 Dec 2010).
14. Lobo A, Muñoz PE. Cuestionario de salud general GHQ (General Health Questionnaire). Guía para el usuario de las distintas versiones en lengua española validadas. Barcelona: Masson, 1996.
15. French DJ, Tait RJ. Measurement invariance in the General Health Questionnaire-12 in young Australian adolescents. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 2004;**13**:1–7.
16. Padrón A, Galán I, Durban M, et al. Confirmatory factor analysis of the General Health Questionnaire (GHQ-12) in Spanish adolescents. *Qual Life Res* 2012;**21**:1291–8.

Research paper

17. **Goldberg DP**, Oldehinkel T, Omerel J. Why GHQ threshold varies from one place to another. *Psychol Med* 1998;**28**:915–21.
18. **Swan GE**, Lessov-Schlaggar CN. The effects of tobacco smoke and nicotine on cognition and the brain. *Neuropsychol Rev* 2007;**17**:259–73.
19. **US Department of health and human services**. The health consequences of involuntary exposure to tobacco smoke: a report of the surgeon general 2006. <http://www.surgeongeneral.gov/library/secondhandsmoke/report/fullreport.pdf> (Accessed 29 Mar 2012).
20. **Matt GE**, Quintana PJ, Destailats H, et al. Thirdhand tobacco smoke: emerging evidence and arguments for a multidisciplinary research agenda. *Environ Health Perspect* 2011;**119**:1218–26.
21. **DiFranza JR**, Aligne CA, Weitzman M. Prenatal and postnatal environmental tobacco smoke exposure and children's health. *Pediatrics* 2004;**113**(4 Suppl):1007–15.
22. **Trauth JA**, Seidler FJ, McCook EC, et al. Adolescent nicotine exposure causes persistent upregulation of nicotinic cholinergic receptors in rat brain regions. *Brain Res* 1999;**851**:9–19.
23. **Ali MM**, Fang H, Rizzo JA. Body weight, self-perception and mental health outcomes among adolescents. *J Ment Health Policy Econ* 2010;**13**:53–63.
24. **Couwengerh C**, van den BW, Zwart K, et al. Comorbid psychopathology in adolescents and young adults treated for substance use disorders: a review. *Eur Child Adolesc Psychiatry* 2006;**15**:319–28.
25. **Santos M**, Richards CS, Bleckley MK. Comorbidity between depression and disordered eating in adolescents. *Eat Behav* 2007;**8**:440–9.
26. **Chaiton MO**, Cohen JE, O'Loughlin J, et al. A systematic review of longitudinal studies on the association between depression and smoking in adolescents. *BMC Public Health* 2009;**9**:356.
27. **Ruckinger S**, Rzehak P, Chen CM, et al. Prenatal and postnatal tobacco exposure and behavioral problems in 10-year-old children: results from the GINI-plus prospective birth cohort study. *Environ Health Perspect* 2010;**118**:150–4.
28. **Twardella D**, Bolte G, Fromme H, et al. Exposure to secondhand tobacco smoke and child behaviour—results from a cross-sectional study among preschool children in Bavaria. *Acta Paediatr* 2010;**99**:106–11.
29. **Hamer M**, Ford T, Stamatakis E, et al. Objectively measured secondhand smoke exposure and mental health in children: evidence from the Scottish Health Survey. *Arch Pediatr Adolesc Med* 2011;**165**:326–31.
30. **Haley NJ**, Colosimo SG, Axelrad CM, et al. Biochemical validation of self-reported exposure to environmental tobacco smoke. *Environ Res* 1989;**49**:127–35.
31. **Martinez-Sanchez JM**, Fernandez E, Fu M, et al. Assessment of exposure to secondhand smoke by questionnaire and salivary cotinine in the general population of Barcelona, Spain (2004–2005). *Prev Med* 2009;**48**:218–23.
32. **Rubin KH**, Coplan RJ, Bowker JC. Social withdrawal in childhood. *Annu Rev Psychol* 2009;**60**:141–71.
33. **Trainor S**, Delfabbro P, Anderson S, et al. Leisure activities and adolescent psychological well-being. *J Adolesc* 2010;**33**:173–86.
34. **Eskenazi B**, Castorina R. Association of prenatal maternal or postnatal child environmental tobacco smoke exposure and neurodevelopmental and behavioral problems in children. *Environ Health Perspect* 1999;**107**:991–1000.
35. **Overpeck MD**, Moss AJ. Children's exposure to environmental cigarette smoke before and after birth. Health of our nation's children, United States, 1988. *Adv Data* 1991;**202**:1–11.
36. **Gospe SM Jr**, Zhou SS, Pinkerton KE. Effects of environmental tobacco smoke exposure in utero and/or postnatally on brain development. *Pediatr Res* 1996;**39**:494–8.
37. **Chronis AM**, Lahay BB, Pelham WE Jr. Maternal depression and early positive parenting predict future conduct problems in young children with attention-deficit/hyperactivity disorder. *Dev Psychol* 2007;**43**:70–82.
38. **Loeber R**, Hipwell A, Battista D. Intergenerational transmission of multiple problem behaviors: prospective relationships between mothers and daughters. *J Abnorm Child Psychol* 2009;**37**:1035–48.
39. **Johnson JL**, Leff M. Children of substance abusers: overview of research findings. *Pediatrics* 1999;**103**(5 Pt 2):1085–99.
40. **Weitzman M**, Gortmaker S, Sobol A. Maternal smoking and behavior problems of children. *Pediatrics* 1992;**90**:342–9.
41. **Galán I**, Meseguer CM, León CM, et al. Validity of adolescent self-reported smoking [Validación de la medición del consumo de tabaco autodeclarado en población juvenil]. *Gac Sanit* 2000;**14**(Suppl 2):65.
42. **Okoli CT**, Kelly T, Hahn EJ. Secondhand smoke and nicotine exposure: a brief review. *Addict Behav* 2007;**32**:1977–88.
43. **Johnson-Kozlow M**, Wahlgren DR, Hovell ME, et al. Adolescents validly report their exposure to secondhand smoke. *J Clin Epidemiol* 2010;**63**:914–9.
44. **Lee D**, Arheart KL, Trapido E, et al. Accuracy of parental and youth reporting of secondhand smoke exposure: the Florida youth cohort study. *Addict Behav* 2005;**30**:1555–62.